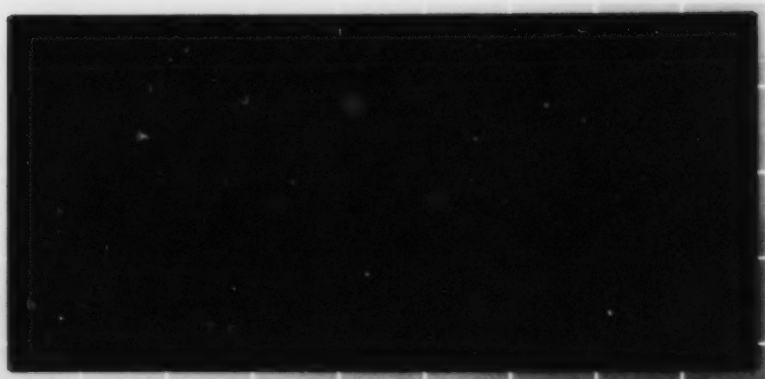
Economic Council
of Canada

Conseil économique
du Canada



Working Paper
Document de travail

92-04906/

Document de travail n° 2

Le taux de chômage naturel

Une analyse par région

Andrew Burns

1990

Le taux de chômage naturel

Les résultats de cette étude demeurent l'entière responsabilité de l'auteur et, en tant que tels, n'ont pas reçu l'adhésion des membres du Conseil économique du Canada.

Table des matières

Avant-propos	vii
Résumé	ix
Remerciements	xi
Introduction	1
Le modèle	2
Les facteurs cycliques	4
Facteurs structurels	5
Facteurs liés aux politiques	8
Termes de l'échange	10
Les résultats économétriques	10
L'analyse de sensibilité	11
Persistance de chômage	11
Sensibilité aux facteurs cycliques	14
Facteurs structurels	16
Les politiques	20
Termes de l'échange	22
Interprétation	23
Le taux de chômage naturel	27
Provinces de l'Atlantique	35
Région du centre du Canada	36
Prairies	37
Colombie-Britannique	38
Conclusion	38
Appendice A	43
Appendice B	67

Appendice C 79

Notes sur les variables et les données 85

Notes 89

Liste des graphiques et tableaux 93

Bibliographie 97

Avant-propos

Durant le dernier quart de siècle, le Canada a enregistré une hausse inquiétante des taux de chômage et un accroissement non moins grave de l'écart absolu entre les taux de chômage des diverses provinces. Le chômage représente un fardeau aussi bien pour la société que pour les personnes touchées; la réduction du taux de chômage demeure l'une des principales responsabilités des gouvernements. Mais l'inflation que l'on a connue durant les années 70 a clairement montré qu'il n'est pas toujours possible de réduire le chômage, à l'échelle nationale ou provinciale, par des politiques axées uniquement sur la demande globale. Au contraire, dans l'élaboration des politiques en matière de chômage, il faut tenir compte de la nature du chômage qui sévit.

Dans cette étude, l'auteur présente une analyse des taux de chômage provinciaux qui met en relief l'incidence de divers développements et tendances économiques, comme les chocs pétroliers et l'évolution du prix des denrées, sur les économies provinciales. Le taux de chômage de chaque province y est désagrégé en ses éléments structurels, politiques, cycliques et commerciaux. Cette désagrégation permet au lecteur d'évaluer l'importance relative des divers facteurs dans l'évolution des taux de chômage provinciaux ainsi que les avantages relatifs des politiques de demande et des politiques structurelles dans la lutte au chômage.

L'analyse semble indiquer que la plus grande partie de l'augmentation du chômage que nous avons observée durant le dernier quart de siècle s'explique par des facteurs structurels, et surtout par les bouleversements attribuables aux chocs pétroliers et à la baisse du cours des produits de base. Dans la mesure où les politiques gouvernementales ont influé sur les taux de chômage, elles ont contribué à les réduire au cours des dernières années. Les estimations du chômage cyclique présentées dans ce rapport ne laissaient pas présager, lorsque nos recherches ont pris fin en 1988, qu'une politique générale de lutte au chômage orientée vers la demande pouvait donner des résultats encourageants.

Ce rapport a été préparé par Andrew Burns, économiste au Conseil, et s'inscrit dans le cadre de l'évaluation de la performance

et des perspectives à moyen terme du Canada entrepris par le Conseil en préparation du 25e Exposé annuel, intitulé *Recibler les priorités*. Les conclusions de l'étude demeurent toutefois l'entière responsabilité de l'auteur et, en tant que telles, n'ont pas reçu l'adhésion des membres du Conseil économique du Canada.

Judith Maxwell
Présidente

Résumé

Ce rapport renferme des estimations trimestrielles du taux de chômage naturel (TCN) pour chacune des dix provinces canadiennes au cours de la période 1963-1986. Les résultats présentés constituent le prolongement de travaux antérieurs sur le taux de chômage national dans lesquels l'auteur a montré que la méthodologie de Lilien, où les changements dans le chômage frictionnel sont modélisés selon un indice de dispersion de l'emploi, donne des estimations faussées. Pour chacune des dix provinces, les taux de chômage sont modélisés sous une forme réduite, en utilisant un modèle de régression sans corrélation apparente dans lequel on retrouve des variables cycliques et structurelles ainsi que des variables afférentes aux politiques et aux termes de l'échange.

Dans ce rapport, le bouleversement occasionné par les chocs pétroliers des années 70 est modélisé en fonction du prix relatif de l'énergie. Les prix relatifs à l'exportation de certaines denrées importantes pour les diverses provinces sont également utilisés comme variables représentatives des changements dans les termes de l'échange. Le modèle tient compte de l'incidence de certaines politiques gouvernementales, notamment l'assurance-chômage et les lois sur le salaire minimum.

Durant la période observée, les taux de chômage naturel de toutes les provinces ont affiché une tendance marquée à la hausse, en particulier dans les provinces de l'Atlantique et les provinces de l'Ouest, qui semblent avoir été plus sensibles aux variations des prix des denrées. Les tests statistiques n'ont pas permis de faire ressortir que l'assurance-chômage est un facteur contribuant à l'accroissement du chômage. Dans certaines provinces de la région de l'Atlantique, la tendance à la hausse des salaires, sous l'influence de ceux de l'Ontario, a été une cause importante de l'augmentation du taux de chômage.

Remerciements

Une version antérieure du présent document a fait l'objet d'une large diffusion en octobre 1988. La préparation de documents de ce genre ne peut se faire sans l'apport inestimable de nombreux collaborateurs, et à ce propos, les entretiens que j'ai eus avec les collègues du Conseil économique m'ont été particulièrement utiles et précieux. Au risque d'en oublier certains, j'aimerais tout spécialement remercier Mary MacGregor, Stephen James, Jean-Paul Aubry, Keith Newton, Neil Swan, et Pierre Fortin, qui ont tous participé à la révision détaillée des ébauches antérieures. Je veux aussi dire ma gratitude profonde à Ross Preston; c'est grâce à sa persistante collaboration et à son analyse critique si j'ai pu mener à bien ce projet. Pierre Fortin a gracieusement fourni les données et les idées qui ont présidé à l'élaboration des premières ébauches du document. J'assume seul la responsabilité de toutes les erreurs, omissions et conclusions.

Introduction

Burns (1988) a estimé que le taux de chômage naturel (TCN) au Canada était de 7,6 % en 1987. Cette année-là, le taux de chômage réel a atteint 9,2 % en moyenne, ce qui laisse supposer qu'il y avait une capacité inutilisée considérable dans l'économie. Mais au cours de la même période, le taux de chômage s'élevait à 6,3 % en Ontario et à 18,9 % à Terre-Neuve. Que doit-on en conclure ? L'économie ontarienne fonctionnait-elle à un rythme tel que le chômage y était inférieur au taux naturel, tandis que l'économie terre-neuvienne était en récession ? Pourquoi les taux de chômage ont-ils augmenté ? Et pourquoi l'écart entre les taux de chômage provinciaux s'est-il accentué au lieu de diminuer, en dépit des programmes gouvernementaux conçus explicitement pour atténuer les disparités régionales ?

Le Canada est avant tout un amalgame de régions et l'économie canadienne se compose, en fait, de plusieurs économies régionales qui réagissent de façon différente à l'évolution de la conjoncture économique et sociale. Il est indéniable que la réalité du plein-emploi n'est pas la même en Ontario qu'à Terre-Neuve et que les facteurs qui influent sur l'emploi dans les Prairies diffèrent sensiblement de ceux qui font varier le chômage en Colombie-Britannique. En dépit de ces évidences, il n'existe pas, à notre connaissance, d'études méthodiques des marchés du travail provinciaux ni d'estimations cohérentes des taux de chômage naturel dans les provinces.

La présente analyse vise à combler ces lacunes; elle part de l'étude faite par Burns (1988) pour faire un examen de la dimension provinciale du chômage au Canada. Elle est fondée sur la même méthodologie de base, qui avait permis de constater qu'un modèle entièrement spécifié de forme réduite du taux de chômage donne de meilleurs résultats que les modèles n'ayant qu'un nombre limité de variables explicatives, comme ceux de Lilien (1982) pour les États-Unis et de Samson (1985, 1986) pour le Canada. Les taux de chômage provinciaux sont définis en fonction de variables exprimant des facteurs cycliques et structurels ainsi que des facteurs liés aux politiques et aux termes de l'échange. Les taux de chômage naturel sont calculés en attribuant aux variables cycliques leurs valeurs « normales » ou de plein-emploi et en neutralisant les effets cycliques. Le taux de chômage naturel pour l'ensemble du pays est

obtenu par une pondération des taux des provinces en fonction de leurs parts respectives de la population active.

L'étude du chômage par province fournit une vue beaucoup plus nuancée et détaillée du chômage au Canada. L'analyse par province signifie que chacun des marchés du travail étudiés sera plus homogène, ce qui permettra de définir et de mesurer avec plus de précision les facteurs déterminants du chômage. Cette approche permet de définir une fonction beaucoup plus souple. Tandis qu'une analyse globale suppose implicitement que tous les coefficients provinciaux sont les mêmes dans toutes les équations, une analyse par province permet à ces coefficients de refléter la sensibilité particulière de chaque province aux divers éléments de la conjoncture économique. Enfin, parce qu'elle permet d'obtenir des estimations des taux de chômage naturel pour chacune des provinces et une mesure de l'importance de divers facteurs dans l'évolution de ces taux, l'analyse désagrégée fournit aux décideurs des données régionales d'une précision auparavant inégalée. La possibilité de calculer le taux de chômage naturel de chaque province laisse entrevoir celle de mettre en oeuvre des politiques adaptées aux besoins régionaux. Si les estimations des taux de chômage naturel provinciaux indiquent que le problème du chômage est cyclique en Ontario mais qu'il a plutôt un caractère structurel à Terre-Neuve, le gouvernement pourra adopter une politique de lutte au chômage plus efficace en tenant compte de ces divergences.

La présente étude se subdivise en cinq parties : 1) l'introduction, 2) une brève description des différentes variables et de leur signification économique, 3) la présentation des résultats économétriques, 4) le calcul du taux de chômage naturel de chacune des provinces et un examen de l'incidence relative de divers facteurs sur l'évolution du chômage dans chaque cas et, enfin, 5) un résumé des résultats ainsi qu'une analyse de leurs conséquences du point de vue de la politique.

Le modèle

Dans Burns (1988), j'ai examiné quelques-unes des causes des divergences importantes qui existent entre les estimations publiées du taux de chômage naturel (TCN) au Canada. Les estimations

obtenues par la méthode de Lilien (1982), qui est aussi celle employée par Samson (1985, 1986 et sans date), se rapprochent beaucoup du taux de chômage réel, tandis que les estimations fondées sur la courbe de Phillips, méthode utilisée par Fortin (1988), sont nettement moins élevées. Une des principales conclusions auxquelles nous en arrivions est la suivante : les estimations découlant de la méthode employée par Lilien et Samson sont faussées parce que l'ensemble des variables explicatives est artificiellement restreint à de fortes fluctuations de la masse monétaire, à la dispersion de l'emploi et, dans le cas de Samson, au taux de chômage aux États-Unis[1]. Un modèle de forme réduite, accueillant un large éventail de variables explicatives, a été jugé supérieur au modèle restreint et a donné des taux de chômage naturel qui correspondent davantage aux estimations traditionnelles. Dans une équation pleinement spécifiée, l'indice de dispersion de Lilien n'explique qu'une part minime de la variation du chômage.

Ces résultats sont le point de départ du modèle présenté ici. Les taux de chômage provinciaux y sont analysés à l'aide d'un modèle de forme réduite, en fonction de quatre types de variables explicatives : les facteurs cycliques, les facteurs structurels et les facteurs liés aux politiques et aux termes de l'échange. Le modèle renferme plusieurs des variables explicatives employées par Burns (1988) ainsi que quelques nouvelles variables qui ont un caractère nettement plus provincial ou régional. Les arguments théoriques qui sous-tendent le choix de bon nombre des variables utilisées ont été exposés en détail dans l'étude antérieure et ne seront repris que brièvement ici. Les lecteurs intéressés sont invités à consulter les études originales des auteurs. La forme fonctionnelle et les différentes variables de remplacement de l'équation typique du taux de chômage provincial ont été établies à la suite d'essais et sont présentées dans la suite. Nous avons supposé que la valeur de certains coefficients était égale à zéro, pour des raisons théoriques ou statistiques *a priori*.

$$\begin{aligned} RLURi_t = {} & \beta_1 RLURi_{t-1} + \beta_2 GAP_t + \beta_3 CUR_t + \beta_4 MONPOL_t \\ & + \beta_5 DGDPKi_t + \beta_6 RLPGi_t + \beta_7 S_ENGi_t \\ & + \beta_8 UNION_t + \beta_9 TAX_i_t + \beta_{10} SUB_i_t \\ & + \beta_{11} UIOPPi_t + \beta_{12} RWAGEi_t + \beta_{13} WMRi_t \\ & + \beta_{14} HYSTi_t + \beta_{15} PMILL_t + \beta_{16} PPULP_t \\ & + \beta_{17} RPGRAIN_t + \beta_{18} PMINE_t) \end{aligned} \qquad (1)$$

Les variables sont décrites de façon détaillée en annexe. Le t en indice exprime le temps et la lettre i en italique est le suffixe désignant la province, à savoir

F = Terre-Neuve	P = Île-du-Prince-Édouard
S = Nouvelle-Écosse	N = Nouveau-Brunswick
Q = Québec	O = Ontario
M = Manitoba	K = Saskatchewan
A = Alberta	B = Colombie-Britannique

Les facteurs cycliques

GAP, CUR, MONPOL ET DGDPK*i* sont des variables qui représentent les fluctuations cycliques de l'économie. GAP sert à mesurer le chômage attribuable à l'insuffisance de la demande qui correspond à la différence entre le taux de chômage national et le taux de chômage naturel estimé par Burns (1988). CUR désigne le taux d'utilisation de la capacité tel qu'établi par la Banque du Canada, tandis que MONPOL est un indicateur du resserrement de la politique monétaire : MONPOL $\equiv \dot{M} - \dot{P} - \dot{Q}$. Lorsque MONPOL est égal à zéro, la politique monétaire est neutre (le taux de croissance de la masse monétaire est égal à celui de la production et de l'inflation). Lorsque la valeur de MONPOL est positive, la politique monétaire est expansionniste et, lorsqu'elle est négative, la politique monétaire est déflationniste.

Les économies des provinces diffèrent notamment par la gamme des biens qui y sont produits. Il est donc probable que l'amplitude des cycles variera d'une province à l'autre et à l'intérieur d'une même province (au fil de l'évolution de la nature des cycles successifs). Les écarts par rapport à la tendance de la croissance du PIB de la province reflètent les aspects du cycle qui sont propres à la province et que ne peut représenter une mesure globale comme GAP. DGDPK*i* représente l'écart du PIB provincial en dollars constants par rapport à la tendance, lorsque cette dernière est calculée selon la méthode de Prescott (1986).

Enfin, comme le taux de chômage dans les provinces fortement industrialisées de l'Ontario et du Québec est vraisemblablement plus

sensible aux cycles qui influent sur les industries à fort coefficient de capital, nous ajoutons aux équations une variable explicative supplémentaire, soit CUR.

Facteurs structurels

RLPG*i*, S_ENF*i*, UNION, RWAGE*i* et HYST*i* représentent les changements que subit l'économie et qui font varier le niveau du chômage structurel. Ces variables désignent les facteurs technologiques ou sociologiques et les autres événements extérieurs qui modifient la nature des marchés du travail. Une politique axée sur la demande ne convient pas pour lutter contre le chômage causé par ces facteurs, mais une politique d'offre bien adaptée à la situation pourrait être d'un certain secours.

Les chocs pétroliers des années 70 sont vraisemblablement les phénomènes économiques qui ont le plus marqué la seconde moitié du XX^{e} siècle, puisqu'ils ont bouleversé tant l'offre que la demande. Se servant d'un modèle de capital déjà éprouvé, Baily (1981) a décrit comment un choc pétrolier pouvait, par le truchement de l'offre, influer sur la productivité des biens d'équipement existants et entraîner des mises au rancart prématurées et des pertes de production[2]. Dans une solide analyse théorique, Hamilton (1988) a examiné l'envers de la médaille. Il note que l'énergie, qui représente une part relativement minime du coût de production, est consommée en grande quantité par plusieurs biens de consommation importants. Hamilton présente un modèle d'équilibre général dans lequel une hausse importante du coût de l'énergie provoque des changements significatifs dans la demande des consommateurs et modifie la structure de l'emploi avec beaucoup plus d'amplitude que lorsque l'énergie est traitée uniquement comme un facteur de production. La conclusion à laquelle il en arrive (1983), à savoir que toutes les récessions survenues aux États-Unis depuis la Deuxième Guerre mondiale sauf une ont été précédées d'une brusque variation exogène du prix du pétrole, est d'ailleurs corroborée par plusieurs études empiriques qui montrent que les fluctuations des prix de l'énergie peuvent être des déterminants fondamentaux du chômage[3].

RLPG*i* exprime le prix relatif de l'énergie, soit le rapport entre le prix de l'énergie et l'indice des prix à la consommation (IPC) provincial. Dans notre modèle, nous supposons que RLPG*i*

représente les changements structurels décrits dans Lilien (1982), dont les effets se font sentir par le biais de la demande, selon Hamilton, et par le biais de l'offre, selon Baily.

La variable S_ENG*i* vise à mesurer les changements structurels causés par des phénomènes autres que les chocs enregistrés dans le secteur de l'énergie[4]. Cette variable correspond à l'indice de dispersion de l'emploi de Lilien (1982), dont on a supprimé les effets attribuables aux cycles et aux chocs énergétiques[5].

Dans un monde où les marchés sont imparfaits, il peut arriver que les salaires élevés qui sont versés dans des régions à forte productivité exercent un effet d'entraînement sur ceux des régions à faible productivité, où des salaires réels trop élevés peuvent provoquer du chômage et une mauvaise affectation des ressources[6]. Drewes (1987) a trouvé des données à l'appui de la thèse d'un effet d'entraînement régional des salaires entre l'Ontario et les provinces de l'Atlantique. Au début des années 70, les salaires réels dans cette région ont enregistré une forte augmentation par rapport à ceux de l'Ontario. Cette hausse aurait été la conséquence d'une sensibilisation accrue aux effets de l'inflation sur les salaires réels, de même qu'aux conventions collectives négociées dans d'autres régions du pays. Si les hausses relatives des salaires ne s'accompagnent pas de gains de productivité, on doit s'attendre, selon la théorie économique[7], à un accroissement du taux de chômage. Nous tentons de dégager les effets sur le chômage d'un effet d'entraînement des salaires dans les provinces de l'Atlantique au moyen de la variable RWAGE*i*, qui exprime le rapport entre le salaire moyen dans le secteur manufacturier de ces provinces et le salaire moyen dans le secteur manufacturier de l'Ontario.

La variable UNION représente la proportion syndiquée de la population active canadienne. Plusieurs arguments théoriques incitent à penser que le pouvoir syndical pourrait contribuer à un accroissement du chômage. Selon l'argument qui revient le plus souvent, le pouvoir de monopole des syndicats permet aux travailleurs de revendiquer et d'obtenir un taux de salaire plus élevé que celui qui correspondrait au produit marginal en valeur du travail, ce qui crée un écart entre la demande et l'offre de travail et provoque une augmentation du chômage.

On a qualifié d'hystérèse le fait que les taux de chômage en Europe n'aient pas fléchi après 1982. L'hystérèse est la propriété

d'un élément qui, ayant été exposé à une force qui le déplace de son état stationnaire, n'a pas tendance à revenir à son état initial après la disparition de cette influence. Les études de Blanchard et Summers (1986), Hargreaves Heap (1980), Lindbeck et Snower (1988a, 1988b, 1987) et Cross (1987) représentent bien, de façon générale, les analyses récentes du phénomène d'hystérèse. En théorie, ce phénomène se manifeste en raison d'une asymétrie dans le fonctionnement des marchés du travail qui fait qu'il est difficile pour un travailleur licencié de se faire réengager ou de trouver un nouvel emploi, même lorsque le facteur à l'origine de son licenciement ne joue plus un rôle déterminant.

Les facteurs qui sont le plus fréquemment mentionnés comme étant à l'origine de l'hystérèse sont, notamment :

1 le pouvoir monopolistique des travailleurs qui ont déjà un emploi (la dichotomie des marchés du travail entre ceux qui ont un emploi et ceux qui n'en ont pas); voir Blanchard et Summers (1986), Jones (1987a) et Summers (1986);

2 l'information incomplète, c'est-à-dire lorsque les entreprises évaluent l'aptitude au travail d'un travailleur en fonction de ses périodes de chômage antérieures (Lindbeck et Snower 1987, 1988a, 1988b; Jones, 1987b), ou l'influence d'un phénomène salarial lié à l'efficience, alors que les entreprises cherchant à maximiser leurs bénéfices et ne disposant que de renseignements incomplets sur la productivité de chaque travailleur versent un salaire plus élevé que celui qui correspondrait au produit marginal du travail dans le but d'obtenir un rendement plus élevé des travailleurs (Rebitzer, 1988; Jones, 1987b); et

3 la détérioration des compétences, à savoir que le chômage prolongé pourrait entraîner un affaiblissement du capital humain du point de vue tant des aptitudes que des habitudes de travail (Hargreaves Heap, 1980).

La variable HYST*i* désigne la proportion syndiquée de la population active, multipliée par la variation du taux de chômage provincial pour la période précédente. Il y aurait hystérèse pure si $1/(1-\beta_1)$ multiplié par le taux de syndicalisation et par le coefficient estimé de HYST*i* était égal à l'unité[8]. Dans ce contexte, toute

variation du taux de chômage serait permanente. L'intégration du taux de syndicalisation dans la variable simulant le phénomène d'hystérèse permet de faire varier le rôle de l'hystérèse dans le temps, en fonction de l'un des importants facteurs qui la déterminent en théorie[9].

La variable dépendante retardée est incluse dans les régressions pour tenter, à la fois, de modéliser le fonctionnement du système et de mesurer la persistance relative du chômage. La persistance et l'hystérèse sont des notions connexes. Il y a persistance non pas lorsque le chômage ne retrouve pas son niveau initial mais lorsqu'il met du temps à le faire. Plus le coefficient de la variable retardée du chômage est élevé, plus le chômage est persistant, jusqu'au point limite où β_1 équivaut à l'unité, c'est-à-dire qu'il y a hystérèse pure. L'importance de la variable dépendante retardée nous donne une indication de l'ampleur du phénomène de persistance. Elle ne nous permet pas de dégager les causes d'un degré plus ou moins grand de persistance. Barro (1988) a analysé certaines des causes qui pourraient expliquer les écarts entre les pays à cet égard.

Facteurs liés aux politiques

TAX_*i*, SUB_*i*, UIOPP*i* et WMR*i* sont les variables liées aux politiques. Elles représentent les facteurs de la conjoncture économique sur lesquels les décideurs ont une emprise directe et qui pourraient influer sur le comportement du marché du travail.

La variable TAX_*i*[10] désigne le pourcentage du PIB provincial que représentent l'impôt fédéral et l'impôt provincial sur le revenu. L'impôt sur le revenu et les charges sociales, implicites ou autres, creusent un écart entre le salaire réel versé par les entreprises et le produit marginal en valeur des travailleurs, de même qu'entre le salaire réel reçu par les travailleurs et la désutilité marginale subjective du travail. Les effets de cet écart sur l'emploi sont manifestement négatifs, tandis que leur incidence sur le chômage variera selon que la diminution de l'offre de main-d'oeuvre est plus ou moins grande que celle de la demande. Néanmoins, on s'attend à ce que l'effet net de cet écart soit d'accroître le chômage.

Certains soutiendront que l'intervention de l'État dans l'économie déloge des travailleurs et que cela contribue dans une large mesure

à l'augmentation du chômage. La variable TAX_*i*, qui représente implicitement les recettes publiques en pourcentage du PIB provincial, peut également rendre compte d'un tel effet. Dans ce cas, cette variable aurait vraisemblablement aussi un signe positif.

La variable SUB_*i* correspond au montant total des subventions de l'État à des entreprises privées, divisé par le PIB provincial. Dans la mesure où les subventions versées par l'État sont un moyen efficace de stimuler l'emploi et d'éliminer les distorsions dans l'économie, il y aura vraisemblablement une corrélation négative entre SUB_*i* et le chômage[11].

L'assurance-chômage abaisse le coût d'option de la recherche d'un emploi pour les chômeurs et, toutes choses étant égales par ailleurs, peut vraisemblablement mener à un accroissement des taux de chômage mesurés. Tant les études théoriques que les analyses empiriques des effets de l'assurance-chômage abondent. Gregory et Duncan (1980), entre autres, ont constaté que l'assurance-chômage a non seulement pour effet de subventionner la recherche prolongée d'un emploi mais aussi de hausser les taux d'activité parmi les jeunes sans modifier la demande de main-d'oeuvre, ce qui entraînerait des taux de chômage mesurés plus élevés. Dans un modèle de la rémunération au rendement, Summers (1988) montre que de faibles variations dans les modalités de l'assurance-chômage se répercutent de façon très marquée sur le chômage. La variable UIOPP*i* est dérivée de la mesure de la « générosité » de l'assurance-chômage employée par Fortin (1988) et dont la justification théorique se trouve dans l'étude qu'il a publiée en 1984. La dimension provinciale de la variable est représentée par le ratio du salaire de remplacement.

La variable WMR*i* exprime le rapport entre le salaire minimum dans la province et le salaire moyen dans le secteur manufacturier. Le salaire minimum impose une contrainte aux marchés du travail qui, si elle est obligatoire, entravera l'offre d'emplois dans une certaine mesure et provoquera un excédent de travailleurs à faible salaire, ce qui fera augmenter le taux de chômage. Grossman (1983) soutient en outre que le salaire minimum crée des distorsions dans la structure salariale et une « inadéquation » accrue en raison de l'importance accordée par les travailleurs aux salaires relatifs. La variable WMR*i* est exclue des équations se rapportant aux provinces de l'Atlantique à cause des problèmes de colinéarité qu'elle soulève en présence de la variable RWAGE*i*.

Termes de l'échange

Les variables RPGRAIN, PMILL, PPULP, PFISH et PMINE représentent les rapports entre le prix de diverses exportations canadiennes et l'indice des prix à la consommation. Elles sont intégrées au modèle pour tenter de dégager les changements qui s'opèrent dans les termes de l'échange du Canada. RPGRAIN désigne le prix relatif des produits céréaliers, PMILL, celui des produits du bois ouvré, PPULP, celui des pâtes et papiers, PFISH, celui du poisson et des produits de la pêche et PMINE, celui des produits miniers. Si l'on suppose que l'économie canadienne est de petite taille, ces prix sont en grande mesure déterminés de façon exogène. Les variations de ces prix constituent des changements exogènes à la conjoncture économique canadienne. Leurs effets sur le chômage sont de nature structurelle parce qu'ils découlent non pas de fluctuations de la demande globale intérieure mais de forces extérieures (paramétriques) au système.

Les résultats économétriques

Le modèle est formé d'un système de dix équations, une pour chaque province du Canada. Puisqu'il y a probablement corrélation des erreurs entre les équations, nous avons utilisé la méthode dite de régression d'observations en apparence non liées, c'est-à-dire la méthode SUR (*seemingly unrelated regression*) mise au point par Zellner, pour accroître l'efficacité des estimations. Tous les résultats présentés ont été obtenus par l'application de la méthode des hypothèses emboîtées aux estimations dérivées par la méthode SUR. En raison du coût des premières opérations de calcul des estimations, deux ou trois variables ont été éliminées de chaque équation après le premier passage-machine, a) si elles étaient affectées du mauvais signe et statistiquement non significatives et b) si la valeur t correspondante était inférieure à 0,5. Dans les opérations de calcul subséquentes, les variables ont été éliminées une à une lorsqu'elles n'étaient pas statistiquement significatives.

À l'annexe A, nous décrivons le traitement de certaines anomalies dans les tests d'hypothèses emboîtées. Les tableaux A-1 à A-10 montrent la transformation des modèles à mesure que sont éliminées

les variables. La forme définitive des dix équations est présentée au tableau 1. Tous les coefficients sont affectés du bon signe et diffèrent de zéro de façon significative. Suivant l'hypothèse nulle des erreurs normales, la variable Q pour chaque équation est distribuée selon une loi χ^2 avec une valeur critique de 40,11 à un seuil de confiance de 95 %. Sauf dans les équations se rapportant à la Nouvelle-Écosse, à l'Ontario et au Québec, nous avons été incapables de rejeter l'hypothèse de l'absence de corrélation sériale. Si nous haussons le niveau de confiance à 99 %, l'hypothèse se vérifie dans tous les cas sauf pour l'Ontario. Dans l'ensemble, les régressions paraissent bien définies, les valeurs R^2 sont élevées dans toutes les équations et, dans la plupart des cas, on ne constate pas de corrélation sériale des résidus; là où elle est présente, elle demeure d'importance négligeable.

L'analyse de sensibilité

Dans un modèle de forme réduite, une des plus importantes indications de la valeur d'une équation est la signification économique des paramètres qu'elle permet d'estimer, c'est-à-dire tant leur signe que leur ordre de grandeur. Une équation bien spécifiée du point de vue statistique peut laisser à désirer sur le plan économétrique si l'une des variables qui y figure n'a guère de signification économique. Nous avons déjà traité de la question des signes et de la signification statistique; dans cette section, nous examinons les effets, sur le chômage dans les provinces, que laissent supposer nos estimations de chaque variable explicative. L'annexe B contient dix tableaux où sont exposés en détail, pour chaque province, les variations du taux de chômage survenues depuis 1963 et qui sont attribuables aux diverses variables indépendantes de nature non cyclique. Les tableaux et les observations présentés dans cette section de l'étude sont tirés des données des tableaux de l'annexe B.

Persistance du chômage

Comme nous l'avons signalé précédemment, le coefficient de la variable retardée du chômage permet de se faire une idée de la persistance relative du chômage dans les différentes provinces.

Comme tel, le coefficient peut servir à mesurer l'intervalle de temps nécessaire pour que les effets d'une perturbation se fassent

Tableau 1

Estimations des équations de forme réduite du taux de chômage provincial

	Terre-Neuve	Île-du-Prince-Édouard	Nouvelle-Écosse	Nouveau-Brunswick	Québec	Ontario	Manitoba	Saskatchewan	Alberta	Colombie-Britannique
RLURF	0,6890 (13,20)	0,4132 (5,23)	0,5301 (7,77)	-0,6407 (11,07)	0,6670 (12,29)	0,4984 (8,09)	0,4194 (5,16)	0,6914 (13,05)	0,5586 (9,49)	0,6624 (13,74)
VARIABLES CYCLIQUES										
GAP	0,3720 (2,30)	0,3670 (2,22)	0,3098 (3,54)	0,1891 (1,96)	0,2419 (3,28)	0,2948 (5,30)	0,3597 (4,31)	0,0925 (1,65)	0,3619 (5,29)	0,3772 (4,68)
CUR					-0,0504 (-4,56)	-0,0808 (-7,62)				
DGDPK1			-5,9277 (-1,60)		-12,4618 (-5,03)	-7,1155 (-2,66)	-7,6106 (-2,65)	-2,8457 (-3,68)	-3,2560 (-1,67)	-6,4339 (-2,42)
VARIABLES STRUCTURELLES										
RLPG1	3,5874 (2,22)	5,1255 (3,05)	4,1025 (4,46)	3,2528 (3,20)	3,6853 (4,37)	2,0519 (3,16)	5,1986 (5,81)	2,5846 (4,42)	3,7113 (4,04)	1,6225 (1,84)
UNION						11,0124 (4,82)				19,6855 (5,94)
S_ENG1								8,5565 (2,90)		7,2396 (2,04)
HYST1					0,4236 (1,59)	0,4630 (1,97)	0,7458 (2,55)			0,4920 (2,02)
VARIABLES LIÉES AUX POLITIQUES										
RIAGE1	10,8756 (3,87)		10,6211 (3,33)	11,8155 (3,54)						

UIOPPi		0,7023 (3,05)		0,5977 (3,59)				0,1666 (1,81)		
TAXi_	9,3852 (1,76)		7,8382 (3,12)				12,5785 (2,95)		15,7062 (5,25)	
SUB_			-3,9492 (-1,69)							
WMRi					3,3082 (3,21)	2,2637 (2,14)	3,5111 (1,83)		27,3591 (3,34)	
VARIABLES LIÉES AUX TERMES DE L'ÉCHANGE										
PFISH				-1,4278 (-1,76)						
PMILL										-1,2750 (-3,22)
PPULP						-0,7119 (-1,92)			-3,5091 (-5,50)	
PMINE	-1,0224 (-1,48)									-1,5689 (-3,29)
RPGRAIN							-0,2183 (-3,53)	-0,2068 (-3,16)		
CONSTANTE	-7,5943 (-3,99)	0,1813 (0,15)	-8,5561 (-3,65)	-8,6665 (-4,10)	2,3473 (1,45)	4,4948 (3,36)	-2,9646 (-2,38)	-0,3712 (-1,04)	1,1385 (1,78)	-1,5731 (-2,05)
R^2	0,95	0,81	0,97	0,97	0,99	0,98	0,95	0,96	0,97	0,98
SEE	1,06	1,28	0,53	0,63	0,33	0,30	0,46	0,40	0,46	0,50
Q(27)	22,33	27,44	56,10	40,14	53,32	40,35	32,99	39,79	25,17	24,95

pleinement sentir[12]. Par ailleurs, compte tenu de la simplicité de notre « modèle » de la persistance, le coefficient peut être considéré comme un indice de la durée de l'incidence d'un choc, laissant supposer qu'il faut plus de temps pour que disparaissent les effets d'une perturbation lorsque sa valeur est élevée et moins de temps lorsque sa valeur est faible. Le tableau 2 présente les facteurs de persistance estimatifs et la période d'adaptation supposée pour les dix provinces. La période d'adaptation varie d'un long intervalle de sept trimestres pour Terre-Neuve à une courte période de trois trimestres pour l'Île-du-Prince-Édouard. Le classement des provinces selon la durée de la période d'adaptation correspond plus ou moins à celui auquel on pouvait s'attendre. La période d'adaptation enregistrée pour l'Ontario, province la plus industrialisée et la plus peuplée, est l'une des plus courtes, ce qui indiquerait que ses marchés fonctionnent de la manière la plus efficiente. Par ailleurs, la période d'adaptation est très longue à Terre-Neuve où le secteur industriel est largement sous-développé, ce qui laisse supposer que l'adaptation y est un processus long et difficile et que les possibilités de trouver un autre emploi y sont réduites[13]. Les mêmes observations s'appliquent aux coefficients d'adaptation des autres provinces, sauf dans le cas de l'Île-du-Prince-Édouard.

Sensibilité aux facteurs cycliques

Nos estimations des taux de chômage naturel (TCN) fournissent implicitement des estimations des taux de chômage cyclique. Dans notre analyse des difficultés d'interprétation posées par l'application d'un TCN national à des régions divergentes, nous avons signalé qu'il n'y avait aucune raison *a priori* de s'attendre à ce que la sensibilité aux facteurs cycliques soit la même dans toutes les provinces. Le tableau 3 permet de voir la hausse du taux de chômage dans les provinces correspondant à une augmentation d'un point de pourcentage du taux de chômage global[14].

Comme on pouvait le prévoir, les Prairies et les provinces de l'Atlantique sont, dans une certaine mesure, à l'abri d'une récession parce que ces régions sont tributaires d'activités dont les cycles sont relativement stables[15]. De toutes les provinces, Terre-Neuve, l'Ontario, le Québec et la Colombie-Britannique sont généralement les plus touchées par les cycles. Dans le cas de l'Ontario, du Québec et, dans une moindre mesure, de la Colombie-Britannique, cette sensibilité peut s'expliquer par le fait que l'activité industrielle y est une plus grande source d'emploi.

Tableau 2

Persistance du chômage, par province

	Coefficient	Vitesse d'adaptation
Terre-Neuve	,6890	7Q
Île-du-Prince Édouard	,4132	3Q
Nouveau-Brunswick	,6407	5Q
Québec	,6670	6Q
Ontario	,4984	4Q
Manitoba	,4194	4Q
Saskatchewan	,6914	7Q
Alberta	,5586	4Q
Colombie-Britannique	,6624	6Q
Nouvelle-Écosse	,5301	4Q

Tableau 3

Sensibilité aux facteurs cycliques, selon la province

Terre-Neuve	1,15
Île-du-Prince-Édouard	0,70
Nouvelle-Écosse	0,61
Nouveau-Brunswick	0,51
Québec	1,17
Ontario	1,10
Manitoba	0,63
Saskatchewan	0,28
Alberta	0,50
Colombie-Britannique	1,12

Dans le cas de Terre-Neuve, la sensibilité aux facteurs cycliques est plus difficile à expliquer. Il est peu probable que la demande de produits de cette province subisse de fortes variations cycliques inhabituelles. Ce qui est plus vraisemblable c'est que la demande de main-d'oeuvre des entreprises de cette province soit plus élastique que ne l'est, en moyenne, celle de l'ensemble des entreprises canadiennes. Ce raisonnement tiendrait dans le cas d'une province dont les entreprises sont très peu rentables et n'ont qu'une très faible marge de manoeuvre pour absorber les fluctuations de la demande. Cette explication reflète aussi le scénario d'une société où l'assurance-chômage (et donc le chômage) est devenue une forme acceptée et reconnue de soutien du revenu[16]. Dans une telle société, l'humiliation rattachée au chômage et le coût subjectif de ce dernier sont réduits

et, toutes choses étant égales par ailleurs, on peut s'attendre à ce qu'augmente la probabilité d'être et de rester en chômage.

La sensibilité relativement plus grande aux facteurs cycliques enregistrée pour le Québec est contraire aux résultats publiés par Harvey (1956, 1957) et Raynauld (1988), mais elle correspond aux constatations de Thirsk (1973)[17]. Néanmoins, il n'y a pas un grand écart entre les sensibilités estimées pour l'Ontario et le Québec et nous hésitons à y accorder une trop grande importance.

Facteurs structurels

Au tableau 4, on peut voir l'effet sur le chômage de la hausse des prix de l'énergie entre 1963 et 1985 et de leur diminution en 1985 et en 1986. L'ampleur de l'incidence dans les provinces non industrialisées de la région de l'Atlantique et des Prairies, estimée à plus de trois points de pourcentage, laisse présumer que le mécanisme à l'origine du chômage s'explique plutôt par la théorie de la demande de Hamilton que par l'hypothèse de l'obsolescence prématurée mise de l'avant par Baily.

Tableau 4

Effet sur le chômage des chocs enregistrés dans le secteur de l'énergie, par province, 1963-1885 et 1985-1986

	1963-1985	1985-1986
Terre-Neuve	3,78	-1,10
Île-du-Prince-Édouard	3,30	-0,81
Nouvelle-Écosse	3,36	-0,94
Nouveau-Brunswick	3,28	-0,95
Québec	4,12	-1,27
Ontario	1,43	-0,46
Manitoba	3,34	-1,03
Saskatchewan	3,54	-0,88
Alberta	3,24	-0,93
Colombie-Britannique	1,79	-0,52

L'effet relativement minime observé dans le cas de l'Ontario et de la Colombie-Britannique a de quoi étonner puisque l'équation pour chacune des provinces renferme, entre autres variables explicatives importantes, la variable UNION qui représente la proportion syndiquée de la population active. Il se peut que certains effets des

chocs énergétiques soient absorbés par cette variable et que l'importance de celle-ci soit surestimée. En revanche, il est possible que la variable RLPG*i* dans les autres équations représente un autre facteur agissant simultanément qui n'est pas inclus dans le modèle et dont l'incidence dans les équations de l'Ontario et de la Colombie-Britannique est captée par la variable UNION. C'est là l'une des contraintes du modèle de forme réduite et des données macro-économiques que nous avons utilisés dans notre analyse, car nous ne pouvons déterminer si l'une ou l'autre de ces possibilités fournit la bonne explication.

Il semble que les salaires réels aient contribué dans une large mesure à la hausse des taux de chômage dans les provinces de l'Atlantique entre les années 60 et les années 80. De 1963 à la fin de 1972, le salaire moyen versé dans le secteur industriel à Terre-Neuve représentait 75,96 % de celui de l'Ontario. Entre 1973 et 1987, il correspondait à 87,49 % de celui de l'Ontario. À notre connaissance, il n'y a aucune donnée probante qui pourrait indiquer que l'augmentation du salaire relatif à Terre-Neuve est attribuable à une amélioration de la productivité. En fait, le phénomène résulterait plus vraisemblablement d'un effet d'entraînement des salaires. À mesure que s'est accentuée l'inflation durant les années 70, les responsables de la négociation salariale ont accordé une attention grandissante aux conventions salariales intervenues sur d'autres marchés du travail pour déterminer leur propre seuil d'acceptation. En conséquence, les ententes salariales conclues dans les provinces de l'Atlantique ont commencé à être alignées plus étroitement sur la productivité de la région du centre du Canada que sur celle qui des provinces de l'Est.

D'après nos estimations, l'augmentation du taux de chômage à Terre-Neuve, qui a pu atteindre 2,34 points de pourcentage après 1973, est imputable à un effet d'entraînement régional des salaires[18].

Des effets semblables mais moins prononcés ont été observés pour la Nouvelle-Écosse et le Nouveau-Brunswick (voir le tableau 5). Le graphique 1 nous fait voir les salaires dans les provinces de l'Atlantique par rapport à celui versé en Ontario. Dans tous les cas, on observe une forte hausse qui s'amorce au milieu de 1973 pour se terminer en 1974.

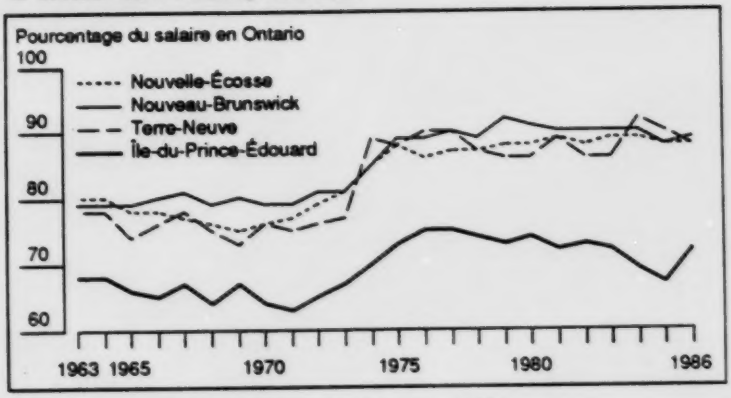
Tableau 5

Incidence sur le chômage de l'effet d'entraînement des salaires (depuis 1973)

Terre-Neuve	2,34
Nouvelle-Écosse	1,02
Nouveau-Brunswick	1,08

Graphique 1

Salaire dans le secteur manufacturier des provinces de l'Atlantique en pourcentage du salaire dans le secteur de l'Ontario, 1963-1986



Source Conseil économique du Canada, 1989.

La variable UNION, soit la proportion de la population active qui est syndiquée, vise à traduire le pouvoir de monopole des travailleurs. Cette variable est statistiquement significative dans les équations du taux de chômage en Ontario et en Colombie-Britannique. L'estimation de l'incidence sur le chômage d'un pouvoir accru des travailleurs en Ontario est raisonnable, soit une hausse de 1,64 point de pourcentage entre 1963 et 1986. En Colombie-Britannique, par contre, l'effet paraît excessivement prononcé, la hausse estimative du chômage y atteignant 4,08 points de pourcentage durant la même période. Dans cette province, les relations patronales-ouvrières sont tendues depuis longtemps et, toutes choses étant égales par ailleurs, cela devrait mener à un remplacement de la main-d'oeuvre et, partant, à une augmentation du chômage. Néanmoins, si mauvaises

qu'aient pu être les relations de travail, il est difficile de croire que les différends patronaux-ouvriers ait pu faire augmenter le taux de chômage de quatre points de pourcentage.

Il paraît plus plausible que la variable UNION rende compte d'un autre effet. Le fait que les variables UNION et RLPGO aient sur le chômage un effet combiné à peu près équivalent à celui de la variable RLPG*i* dans la plupart des autres provinces nous incite à penser que, dans les équations de la Colombie-Britannique et de l'Ontario, la variable UNION traduit un effet capté par la variable RLPG*i* dans les autres équations. Dans l'explication du rôle de la variable RLPG*i*, nous avons avancé qu'elle traduisait à la fois les effets perturbateurs des brusques variations des prix du pétrole de même que les effets de dislocation résultant du processus de rationalisation et de revitalisation déclenché par la récession et le resserrement monétaire qui ont suivi. Dans les équations de la Colombie-Britannique et de l'Ontario, il se peut que certains effets soient rendus par la variable UNION plutôt que par RLPG*i*.

Les deux dernières variables qui représentent des facteurs structurels sont HYST*i* et S_ENG*i*. La variable S_ENG*i*, qui exprime la dispersion de l'emploi, vise à mesurer les changements structurels causés par des phénomènes autres que les chocs pétroliers. Cette variable avait une valeur significative uniquement pour la Saskatchewan et la Colombie-Britannique. Elle a eu un effet beaucoup plus marqué en Saskatchewan où elle a entraîné une hausse de 2,78 points de pourcentage dans le taux de chômage en 1975 par rapport au niveau de 1963 (voir le tableau 6). L'effet sur le chômage de la variable HYST*i* a été statistiquement significatif au Québec, en Ontario, au Manitoba et en Colombie-Britannique. Toutefois, ces effets n'avaient pas une grande amplitude (voir le tableau 7).

Tableau 6

Effet de la dispersion de l'emploi sur les variations du chômage

	Maximum	Moyenne
Saskatchewan	2,78	0,76
Colombie-Britannique	0,64	0,18

Tableau 7

Effet de l'hystérèse sur les variations du chômage

	Maximum	Moyenne
Québec	0,47	0,10
Ontario	0,36	0,06
Manitoba	0,23	0,11
Colombie-Britannique	0,79	0,13

Les politiques

L'assurance-chômage a une incidence importante sur le chômage dans trois provinces : l'Île-du-Prince-Édouard, le Nouveau-Brunswick et la Saskatchewan[19]. Le tableau 8 nous permet de voir l'effet de l'assurance-chômage sur le taux de chômage. La réforme du programme d'assurance-chômage en 1972 a eu des répercussions considérables sur le taux de chômage puisqu'on lui attribue la majeure partie de l'augmentation enregistrée entre 1963 et 1974. La baisse progressive observée par la suite résulte dans une large mesure des modifications apportées au programme pour restreindre l'admissibilité à l'assurance-chômage.

Tableau 8

Incidence de l'assurance-chômage sur le chômage, 1963-1973 et 1974-1986

	1963-1973	1974-1986
Île-du-Prince-Édouard	1,56	-0,18
Nouveau-Brunswick	2,33	-0,38
Saskatchewan	0,80	-0,17

L'expansion du secteur public et les distorsions inhérentes au régime fiscal ont eu des effets très appréciables sur le chômage à Terre-Neuve, en Nouvelle-Écosse, au Manitoba et en Alberta. Dans ces provinces, la part de l'impôt dans la production a généralement augmenté durant les années 60 et culminé au milieu des années 70 avant de retomber. Les effets sur le chômage suivent une courbe

parallèle. Le tableau 9 montre la hausse maximale du taux de chômage attribuable à la fiscalité et l'écart entre ce taux et celui qui a été enregistré en 1986.

Tableau 9

Hausse du taux de chômage attribuable aux distorsions causées par l'impôt

	Taux maximum	Écart
Terre-Neuve	2,19	-0,53
Nouvelle-Écosse	1,33	-0,20
Manitoba	1,35	-0,59
Alberta	2,05	-1,07

Les subventions de l'État ont eu d'importantes répercussions sur l'emploi dans deux provinces seulement, la Nouvelle-Écosse et l'Alberta. Le tableau 10 fait voir la variation du taux de chômage découlant des subventions pour les périodes 1967-1973, 1974-1981 et 1982-1986. Dans l'équation de la Nouvelle-Écosse, le coefficient estimé était affecté d'un signe négatif, laissant supposer que l'accroissement des subventions a été un moyen efficace de réduire le chômage. En Alberta, par contre, le signe était positif, ce qui indiquerait qu'une augmentation des subventions y aurait entraîné une hausse du taux de chômage.

Tableau 10

Effet des subventions sur le chômage, certaines années, 1963-1986

	1963-1973	1974-1981	1982-1986
Nouvelle-Écosse	0,06	-0,53	0,12
Alberta	0,02	0,52	2,67

En raison de la présence de divers facteurs, nous hésitons à interpréter ce résultat comme une condamnation des programmes de subventions appliqués en Alberta. Les subventions que représente cette variable ont été accordées, dans une large mesure, suite à la crise qui est survenue dans le secteur pétrolier et en vue de stimuler

l'exploration et la mise en valeur des ressources pétrolières intérieures, comme en témoigne l'étroite corrélation entre le prix de l'énergie et le niveau des subventions en Alberta (r = 0,89). À notre avis, la corrélation positive entre SUB_A et le chômage est trompeuse. La vraie relation de cause à effet s'opère vraisemblablement entre RLPG*i*, d'une part, et le chômage et la variable SUB_A de l'autre. C'est le raisonnement adopté à l'annexe C où la variable SUB_A est exclue du modèle non restreint parce qu'elle est en fait une variable endogène. Les estimations obtenues pour les taux de chômage naturel et les coefficients ne diffèrent pas beaucoup des résultats présentés ici.

Nous avons vérifié les effets du salaire minimum dans toutes les provinces sauf celles de l'Atlantique. Cette variable a eu un effet prononcé dans les provinces du Québec, de l'Ontario et du Manitoba, où elle a fait augmenter le chômage durant les années 60 et au début des années 70, puis a favorisé une baisse des taux de chômage depuis. Au tableau 11, nous présentons les estimations de l'effet sur le chômage dans la province des lois portant sur le salaire minimum. À la première colonne figure la variation des taux entre 1963 et l'année où le chômage imputable au salaire minimum a plafonné, tandis que la seconde indique la baisse des taux de chômage qui s'est produite depuis. Le résultat pour le Québec est relativement élevé, mais les estimations de cet effet sont conformes à celles qui ont été publiées antérieurement.

Tableau 11

Chômage attribuable au salaire minimum, certaines provinces

	Taux maximum	Écart
Québec	1,24	-2,01
Ontario	0,14	-0,61
Manitoba	0,67	-0,85

Termes de l'échange

Les changements qui surviennent dans les termes de l'échange peuvent influer sur le niveau d'emploi qu'il est possible d'atteindre à un moment donné. Dans une économie fondée sur les ressources comme celle du Canada, les fluctuations des cours mondiaux peuvent

avoir d'importantes retombées sur l'emploi à court terme. L'espoir d'une future augmentation des prix (menant les travailleurs à retarder leur migration vers d'autres industries) et les coûts engendrés pour changer l'équipement et recycler les travailleurs peuvent être à l'origine d'un chômage structurel. Les résultats obtenus laissent penser que de tels effets se sont fait sentir à Terre-Neuve (attribuables à la fluctuation des prix des produits minéraux), au Nouveau-Brunswick (en raison de la fluctuation des prix du poisson et des produits de la pêche), en Ontario et en Alberta (à cause de la variation des prix de la pâte à papier), au Manitoba et en Saskatchewan (en raison des mouvements des cours céréaliers) et en Colombie-Britannique (en conséquence des fluctuations des prix des produits minéraux et du bois d'oeuvre). Au tableau 12, nous avons présenté un aperçu des effets de ces fluctuations de prix en indiquant la plus forte variation du taux de chômage causée par des changements exogènes des prix ainsi que la variation en valeur absolue du taux de chômage dans chaque province découlant des fluctuations dans les termes de l'échange au cours d'une année donnée. Ces effets ont été minimes en Ontario, au Manitoba et en Saskatchewan, mais importants en Colombie-Britannique, dans les provinces de l'Atlantique et en Alberta.

Tableau 12

Effets des termes de l'échange sur le taux de chômage provincial

	Maximum	Moyenne
Terre-Neuve	2,25	0,54
Nouveau-Brunswick	2,20	0,98
Ontario	0,35	0,14
Manitoba	0,84	0,23
Saskatchewan	1,49	0,41
Alberta	1,95	0,77
Colombie-Britannique		
(Pâtes à papier)	2,00	0,54
(Produits miniers)	3,18	0,77

Interprétation

Des données provenant de sources statistiques indépendantes corroborent le rôle important que nos estimations permettent d'attribuer à la variable exprimant le prix relatif de l'énergie dans la

détermination des taux de chômage provinciaux, tout comme elles soutiennent l'explication que nous avons avancée à cet égard, à savoir qu'une partie du chômage résulterait d'une « inadéquation » du marché du travail. Dans cette section, nous examinons certaines tendances du marché du travail pour voir si elles sont conformes à la thèse élaborée jusqu'ici.

L'effet des chocs pétroliers, des fluctuations de prix des produits entrant dans les échanges internationaux et d'autres variables représentant des facteurs structurels sur la composition de la demande est mis en évidence par la rapidité avec laquelle la base de l'économie canadienne s'est déplacée de la production des biens à celle des services. Avant et pendant les années 60, cette transition s'est déroulé à un rythme normal qui s'est généralement maintenu durant les années 70. Le tableau 13 montre la proportion de la population active employée dans le secteur de la fabrication des biens en 1975, en 1980 et en 1987, dans chacune des cinq grandes régions du pays. Il montre aussi l'évolution, en termes absolus et en pourcentage, de la part de l'emploi au cours de ces périodes. Les données révèlent une nette accélération du processus de changement durant les périodes 1975-1980 et 1981-1987. La troisième partie du tableau indique le taux moyen de chômage naturel dans les régions pendant les mêmes périodes ainsi que la variation en pourcentage de ce taux. Sauf dans le cas des provinces de l'Atlantique, plus le changement dans le taux de chômage naturel (TCN) d'une province est grand, plus rapide est la transition de l'économie de la production des biens vers la production des services. Compte tenu de l'augmentation du chômage structurel observée durant la période, nous sommes incités à interpréter cette transition accélérée comme une manifestation de l'effet de la crise énergétique sur la composition de la demande qui, à son tour, a modifié la demande de main-d'oeuvre entraînant une augmentation du chômage lié à l'inadéquation du marché du travail.

Le graphique 2 nous permet de voir le même phénomène sous un angle quelque peu différent. Dans les quatre provinces de l'Ouest, il existe une nette corrélation positive entre la variation en pourcentage du TCN et la diminution en pourcentage de la part de l'emploi dans le secteur de la production des biens. Le même phénomène s'observe dans les provinces centrales (Nouveau-Brunswick, Québec et Ontario), mais la hausse en pourcentage du TCN associée à l'évolution des parts de l'emploi est beaucoup moins

forte. Le même phénomène semble avoir été présent dans les provinces de l'Atlantique, mais il est beaucoup moins évident.

Tableau 13

Changements dans la structure industrielle régionale et le taux de chômage naturel (TCN)

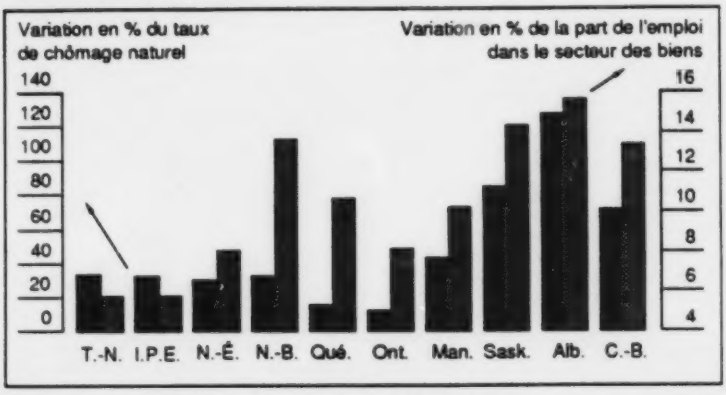
	Emplois dans la production des biens en pourcentage de l'emploi total			Changement		TCN moyen		
	1975	1980	1987	1975-1980	1980-1987	1975-1980	1980-1988	Changement
	A	B	C	B-A en %	C-B en %	En pourcentage		
Colombie-Britannique	29,0	28,0	24,0	-1,0 (-3,4)	-4,0 (-14,3)	7,5	10,6	40
Prairies	35,8	34,1	28,4	-1,7 (-4,7)	-5,7 (-16,7)	4,2	7,0	66
Ontario	35,5	35,4	31,8	-0,1 (-0,3)	-3,6 (-10,2)	5,5	6,1	14
Québec	34,5	32,0	28,6	-2,5 (-7,2)	-3,4 (10,6)	8,6	9,7	12
Provinces de l'Atlantique	32,3	31,4	28,8	-0,9 (-2,7)	-2,6 (8,3)	10,8	13,3	23

Comme prévu, nous avons observé une plus faible élasticité du TCN par rapport aux changements dans la composition de la demande de main-d'oeuvre. Les marchés du travail plus diversifiés du centre du Canada offrent aux travailleurs déplacés un plus vaste éventail de possibilités d'emploi que ceux des provinces de l'Ouest où l'activité économique est souvent fondée sur une seule industrie. Ainsi, un changement donné de la composition de la demande produira relativement moins de chômage dans une économie diversifiée.

Les données sur le chômage à long terme viennent renforcer l'hypothèse que nous avons posée plus tôt, à savoir que la hausse du TCN dans les provinces est la manifestation d'un problème accru d'inadéquation de la main-d'oeuvre. Le chômage à long terme, soit les périodes de chômage qui durent plus de 52 semaines, est le signe évident d'un chômage structurel et, compte tenu de la hausse concomitante du nombre de postes vacants durant la même période, d'un problème d'adaptation de la main-d'oeuvre. Depuis 1980, la proportion des chômeurs de longue durée a presque doublé et la part de ces chômeurs (qui est représentée par les travailleurs âgés

Graphique 2

Variation en pourcentage du taux de chômage naturel et de la part de l'emploi dans le secteur des biens, Canada, par province, 1978-1979 à 1984-1985



Source Conseil économique du Canada, 1989.

moins mobiles a considérablement augmenté (de 23 à 34 %)[20]. Ces deux observations laissent supposer qu'il y a eu hausse du chômage associé à un problème d'adaptation de la main-d'oeuvre. L'augmentation du chômage à long terme peut s'expliquer par le fait que les travailleurs ont de la difficulté à passer des industries où l'emploi fléchit à celles où il est en expansion. Le changement survenu dans la composition du chômage à long terme, à savoir la hausse de la proportion des travailleurs plus âgés et moins mobiles, renforce encore cette interprétation. Les travailleurs plus âgés ont plus de chances d'avoir de fortes attaches familiales, sociales et géographiques, ainsi que des compétences liées plus particulièrement à une entreprise ou une industrie, précisément les facteurs qui font croître le coût subjectif d'un changement de carrière et réduisent la mobilité, rendant les travailleurs plus vulnérables aux problèmes d'adaptation.

Bref, nos estimations des paramètres nous permettent d'avancer que la hausse du chômage est principalement attribuable à des facteurs structurels dont le plus important a été l'effet des chocs dans le secteur pétrolier sur la composition de la demande. Les changements subis par cette dernière se sont manifestés par une accélération de la transition de l'économie de la production des biens

à celle des services, le chômage structurel qui en résulte se traduisant par une hausse du chômage à long terme.

Tableau 14

Variations des taux de chômage depuis 1963, selon la cause

Province	Facteurs structurels	Politiques	Termes de l'échange	Total
Terre-Neuve	8,03	0,66	-0,72	7,78
Île-du-Prince-Édouard	3,06	0,91	-	3,97
Nouvelle-Écosse	5,21	0,09	-	5,39
Nouveau-Brunswick	6,50	1,42	-1,20	6,72
Québec	3,21	-0,22	-	3,10
Ontario	2,21	-0,15	-0,26	1,80
Manitoba	3,22	-0,57	-0,46	2,68
Saskatchewan	3,29	0,48	-0,13	3,65
Alberta	5,29	-0,69	-1,62	2,99
Colombie-Britannique	5,38	0,47	-1,99	4,24

Le taux de chômage naturel

Une fois les équations du chômage déterminées, on peut calculer les taux de chômage naturel, en prenant l'équation (1) ci-dessus et en résolvant pour $RLUR_{i_t}$ pour chaque t où l'on a attribué aux variables cycliques, GAP, MONPOL, CUR et DGDPK*i*, leurs valeurs normales.

La formule utilisée pour calculer le taux de chômage naturel (désigné par NRU) est donnée plus bas, où Xi_j est le vecteur des variables significatives représentant les facteurs structurels et les facteurs liés aux programmes et aux termes de l'échange, qui ont été utilisées dans la forme estimée finale et où βi_j est le vecteur associé des coefficients estimés. La sommation est effectuée sur j de j=3 à j=n, où n est le nombre de variables explicatives non cycliques significatives.

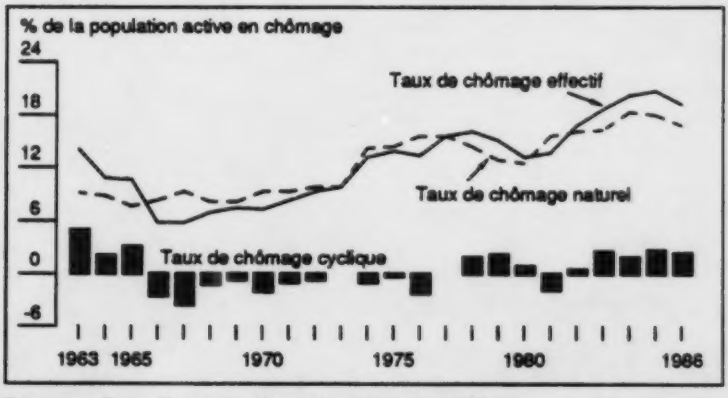
$$NRUi_t = \frac{1}{1-\hat{\beta}i_1} \times (\Sigma \hat{\beta}i_j Xi_{jt} + \hat{\beta}i_{cur} * 87) \cdot$$

Par hypothèse, les valeurs normales des variables GAP, MONPOL et DGDPK*i* sont égales à zéro. La valeur normale de CUR est forcément un peu arbitraire. Pour la valeur de CUR équivalant à la pleine capacité, nous avons retenu 87 (ce qui correspond approximativement à la moyenne des années antérieures à 1973, soit 87,03). En prenant une valeur normale de CUR plus (moins) grande, on aurait obtenu des taux de chômage naturel moins (plus) élevés en Ontario et au Québec, les deux seules provinces où CUR continue d'être une variable explicative significative. On peut facilement calculer l'effet qu'aurait sur le chômage naturel une augmentation d'un point de pourcentage du taux « normal » d'utilisation de la capacité. Cet effet est égal à la dérivée du chômage par rapport à CUR --- $1/(1-\beta_1) * \beta_{CUR}$, c'est-à-dire -0,1513 pour le Québec et -0,1391 pour l'Ontario. Si l'on avait choisi un CUR « normal » de 90, le taux de chômage naturel dans ces provinces aurait baissé de 0,45 et de 0,41 point de pourcentage, respectivement, tandis qu'un CUR normal de 85 aurait fait monter le TCN de 0,30 et de 0,28 point de pourcentage, respectivement.

Dans les graphiques 3 à 12, nous présentons les valeurs obtenues pour la variable NRU (le taux de chômage naturel) dans chacune des dix provinces ainsi que le taux de chômage historique. Les

Graphique 3

Taux de chômage naturel et taux de chômage effectif, Terre-Neuve, 1963-1986



Source Conseil économique du Canada, 1989.

moyennes annuelles des taux de chômage naturel provinciaux sont présentées dans le tableau 15. Le graphique 13 fait voir le TCN pour l'ensemble du pays calculé à partir des données du tableau 15, le TCN national étant défini comme la moyenne des taux provinciaux pondérés en fonction de la part de la population active de chaque province. Enfin, dans le graphique 14, nous comparons le TCN national moyen pondéré au TCN calculé dans Burns (1988) au moyen d'une équation unique de forme réduite. Les deux mesures concordent sensiblement.

Tableau 15

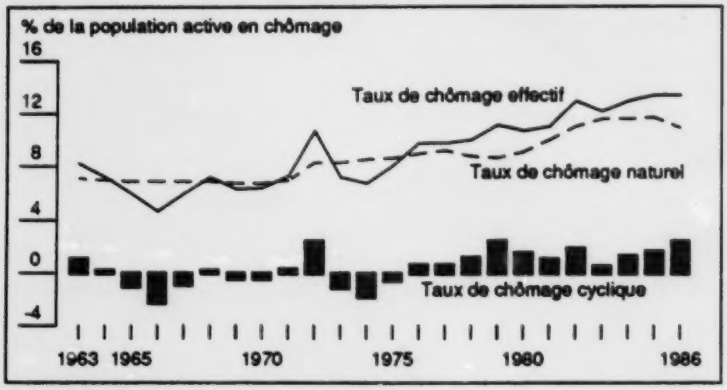
Taux de chômage naturel provinciaux et moyenne nationale pondérée, 1963-1986

	T.-N.	Î.-P.-É.	N.-É.	N.-B.	Qué.	Ont.	Man.	Sask.	Alb.	C.-B.	Can.
1963	9,23	7,13	6,07	6,57	6,50	3,74	3,34	2,52	2,82	5,15	4,77
1964	8,91	7,06	6,31	6,52	6,16	3,92	3,17	2,46	2,86	4,96	4,72
1965	7,62	6,99	5,91	6,53	6,42	3,77	3,37	2,69	2,99	4,95	4,74
1966	8,32	6,95	5,69	6,51	6,13	3,89	3,54	2,62	3,10	5,55	4,77
1967	9,29	6,92	5,66	6,88	6,62	4,17	3,57	2,66	3,62	6,57	5,18
1968	8,18	6,96	5,59	6,32	6,59	4,15	4,19	2,71	4,06	6,36	5,16
1969	8,13	6,85	5,60	6,38	6,82	4,52	4,52	3,10	4,59	6,44	5,45
1970	9,41	6,87	6,12	6,04	6,97	4,68	5,21	3,31	5,32	7,86	5,82
1971	9,38	7,05	6,37	6,08	7,09	4,90	5,37	3,48	5,42	7,30	5,91
1972	9,91	8,39	7,02	8,49	7,01	4,89	5,20	4,34	5,54	7,31	6,02
1973	9,92	8,41	7,55	7,92	7,03	5,06	4,69	3,64	5,00	6,10	5,88
1974	14,26	8,62	8,14	9,25	7,58	5,10	4,05	2,59	4,14	7,04	6,13
1975	14,40	8,74	8,57	11,10	8,18	5,35	4,50	3,63	3,45	8,91	6,65
1976	15,58	9,09	8,74	11,07	8,71	5,67	5,16	3,81	4,21	8,99	7,04
1977	15,59	9,26	9,38	11,46	8,93	5,74	5,75	4,53	4,22	8,38	7,13
1978	14,39	8,88	9,25	10,23	8,69	5,60	5,18	4,07	4,01	7,33	6,78
1979	12,89	8,74	9,59	10,74	8,28	5,38	4,51	3,85	3,45	5,75	6,30
1980	12,50	9,20	9,36	11,31	8,77	5,26	4,82	3,77	3,17	5,58	6,34
1981	15,64	10,03	10,38	12,09	9,67	5,72	5,86	5,43	4,21	8,68	7,40
1982	16,19	11,08	11,71	13,48	10,50	6,62	7,13	6,42	6,93	11,53	8,70
1983	16,28	11,59	12,14	14,07	9,83	6,05	7,13	6,92	8,57	10,00	8,37
1984	18,36	11,64	12,24	14,15	9,80	6,16	6,75	7,09	8,42	11,07	8,55
1985	18,06	11,76	12,26	13,63	9,78	6,14	7,12	7,52	8,52	11,30	8,57
1986	16,90	11,00	11,42	12,53	8,54	5,64	6,38	6,63	8,11	10,49	7,79

Nous analysons brièvement dans ce qui suit les caractéristiques et le mouvement dans le temps des taux de chômage naturel des provinces.

Graphique 4

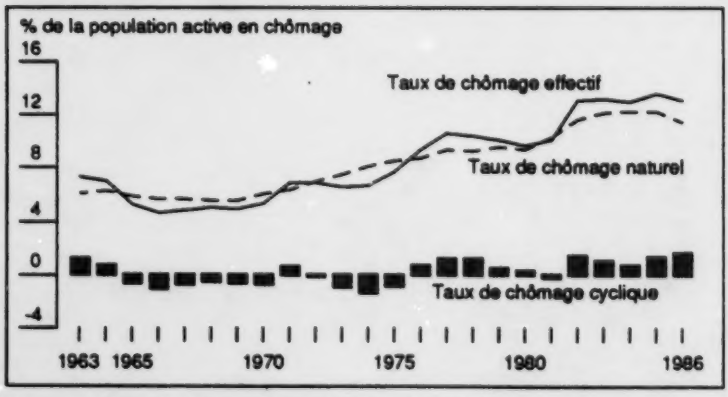
Taux de chômage naturel et taux de chômage effectif, Île-du-Prince-Édouard, 1963-1986



Source Conseil économique du Canada, 1989.

Graphique 5

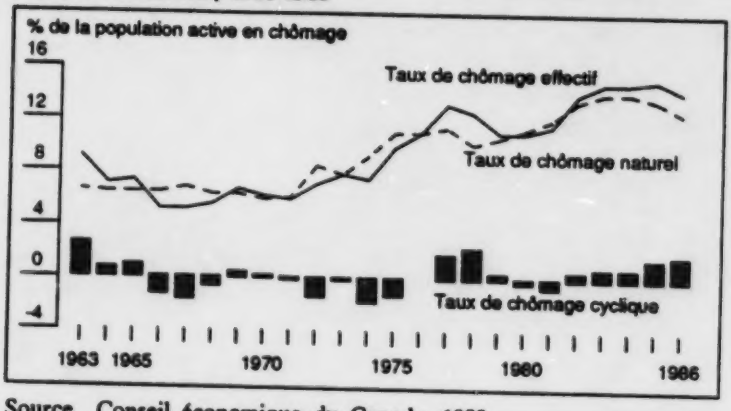
Taux de chômage naturel et taux de chômage effectif, Nouvelle-Écosse, 1963-1986



Source Conseil économique du Canada, 1989.

Graphique 6

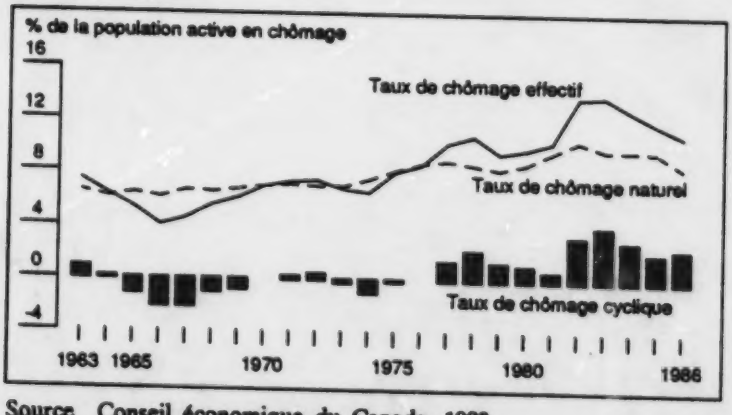
Taux de chômage naturel et taux de chômage effectif, Nouveau-Brunswick, 1963-1986



Source Conseil économique du Canada, 1989.

Graphique 7

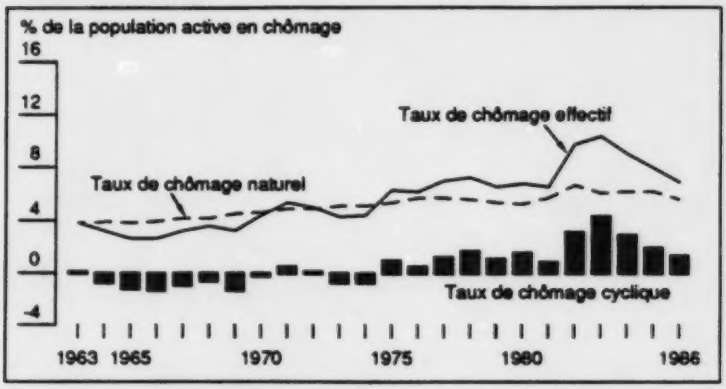
Taux de chômage naturel et taux de chômage effectif, Québec, 1963-1986



Source Conseil économique du Canada, 1989.

Graphique 8

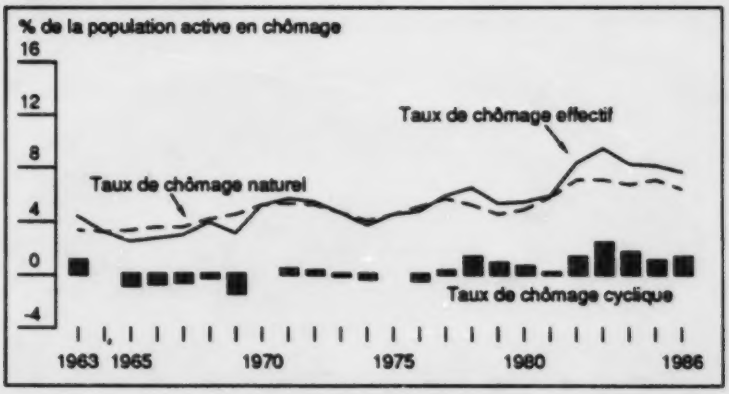
Taux de chômage naturel et taux de chômage effectif, Ontario, 1963-1986



Source Conseil économique du Canada, 1989.

Graphique 9

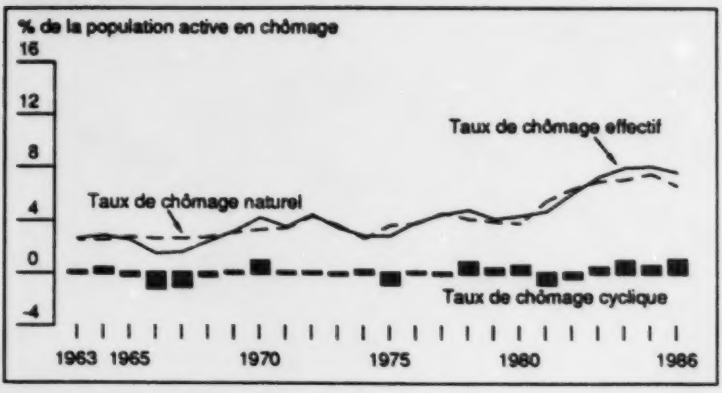
Taux de chômage naturel et taux de chômage effectif, Manitoba, 1963-1986



Source Conseil économique du Canada, 1989.

Graphique 10

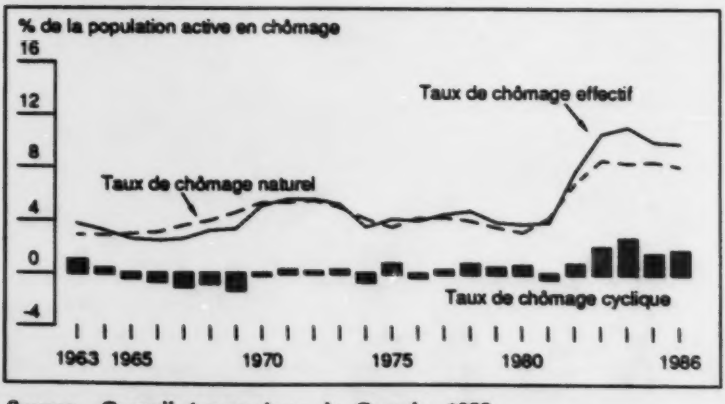
Taux de chômage naturel et taux de chômage effectif, Saskatchewan, 1963-1986



Source Conseil économique du Canada, 1989.

Graphique 11

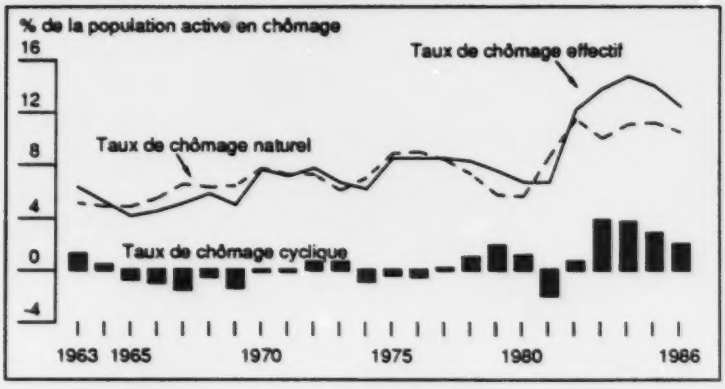
Taux de chômage naturel et taux de chômage effectif, Alberta, 1963-1986



Source Conseil économique du Canada, 1989.

Graphique 12

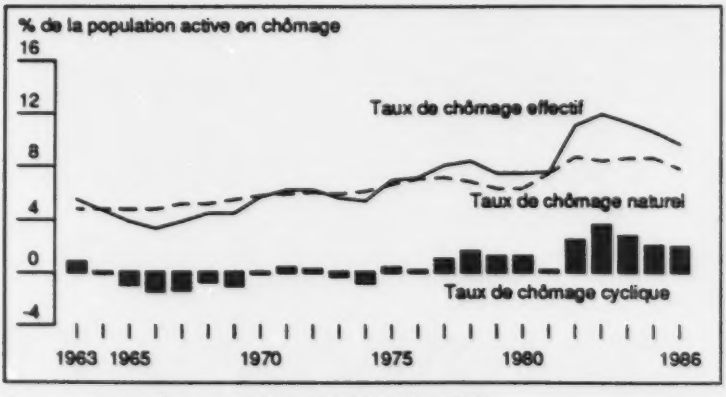
Taux de chômage naturel et taux de chômage effectif, Colombie-Britannique, 1963-1986



Source Conseil économique du Canada, 1989.

Graphique 13

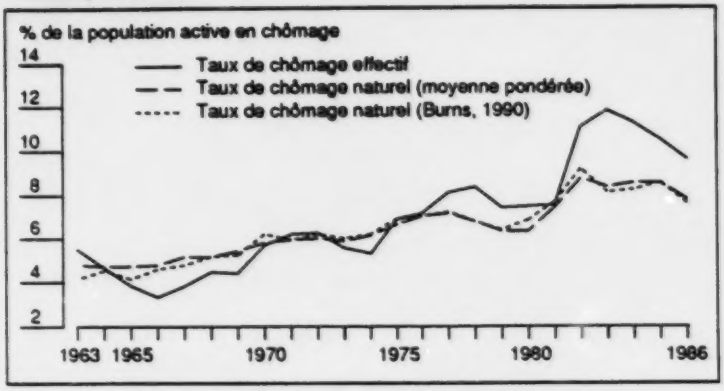
Taux de chômage naturel et taux de chômage effectif, Canada, 1963-1986



Source Conseil économique du Canada, 1989.

Graphique 14

Taux de chômage naturel et taux de chômage effectif, Canada, 1963-1986



Source Conseil économique du Canada, 1989.

Provinces de l'Atlantique

Les taux de chômage naturel dans les provinces de l'Atlantique ont tendance à être élevés par rapport aux taux historiques, ce qui incite à penser que le gros du chômage dans ces provinces est de nature structurelle. Les chocs énergétiques, dont on suppose que les effets se sont faits sentir par le biais de la demande, semblent avoir considérablement perturbé les marchés du travail de cette région. Selon nos estimations, on pourrait attribuer à ce facteur jusqu'à quatre points de pourcentage de chômage durant la période étudiée. Un autre élément important a été la hausse des salaires dans les provinces de l'Atlantique par rapport à l'Ontario. Nos calculs indiquent que ce facteur a causé beaucoup de chômage à Terre-Neuve, en Nouvelle-Écosse et au Nouveau-Brunswick (voir le tableau 5). L'assurance-chômage et l'intervention du gouvernement dans l'économie ont aussi eu des effets sur le chômage, d'après nos estimations.

L'accroissement du chômage dans les provinces de l'Atlantique étant en majeure partie d'origine structurelle, c'est du côté de l'offre qu'il faut chercher des solutions. Il ne serait pas approprié de tenter d'abaisser les niveaux élevés de chômage que connaissent ces

économies par l'application de stimulants budgétaires ou de mesures monétaires, ou des deux à la fois. Tout indique qu'une politique qui réussirait à hausser la productivité dans les provinces de l'Atlantique à un niveau compatible avec les salaires réels élevés qu'on y observe pourrait réduire considérablement le chômage structurel dans cette région[21]. Nos équations ne nous permettent pas de déterminer la nature précise du chômage provoqué par les chocs pétroliers; on ne peut donc pas dire avec précision quelle serait la politique appropriée à mettre en oeuvre.

En termes très généraux, la politique idéale serait d'encourager l'expansion des industries qui requièrent des compétences semblables et offrent une rémunération comparable à celles d'où proviennent les travailleurs présentement en chômage. En l'absence d'un tel programme (ou de ces industries), des programmes de recyclage et peut-être même des incitations à la réinstallation pourraient s'avérer souhaitables. Dans une certaine mesure, quelques-uns des programmes de soutien actuels tendent à aggraver la situation. Dans beaucoup de régions du pays, l'assurance-chômage est utilisée par les entreprises et les travailleurs pour subventionner des industries marginales et infra-marginales, entravant le cours de l'évolution nécessaire pour que le marché réagisse à des taux de chômage structurel élevés[22]. Un système de subventions qui viendrait appuyer des industries en plein essor plutôt que des industries en déclin favoriserait la création d'emplois et le genre de transformation structurelle susceptible d'abaisser le niveau de chômage.

Région du centre du Canada

Les économies du Québec et de l'Ontario sont les plus industrialisées du pays et, comme l'indiquent leurs taux de chômage naturel estimés, ce sont les provinces canadiennes les plus sensibles aux fluctuations cycliques. Leur taux de chômage naturel a été moins touché par les divers facteurs structurels qui ont aggravé le chômage dans l'ensemble du pays. En Ontario, l'effet combiné que mesurent les variables UNION et RLPGO s'élevait à 2,97 points de pourcentage, ce qui est à peu près du même ordre de grandeur les effets énergétiques mesurés dans les autres provinces. Le taux de chômage naturel en Ontario et au Québec a suivi une tendance à la baisse avec le relâchement des contraintes relatives à l'énergie et

au salaire minimum. Le pourcentage observé des chômeurs qui subissent un chômage de longue durée (LTU) laisse penser que la mésadaptation structurelle a causé beaucoup plus de difficultés au Québec qu'en Ontario. Les taux de chômage naturel dans ces deux provinces, au 1er trimestre de 1987, sont proches de leurs niveaux de 1973 et ne semblent pas devoir augmenter dans un avenir rapproché.

Prairies

Comme dans la région de l'Atlantique, le chômage structurel a diminué passablement dans la région des Prairies. Même si le phénomène n'a pas eu la même ampleur dans toutes les provinces, nous pouvons faire quelques observations générales. Premièrement, le degré de chômage structurel dans les Prairies est relativement important, quoique moins que dans la région de l'Atlantique. Deuxièmement, les provinces des Prairies se sont mieux remises de la période de chômage élevé du début des années 80 que les provinces de l'Atlantique, même si les niveaux sont restés sensiblement plus élevés qu'au début des années 70. L'évolution de la situation au Manitoba s'apparente beaucoup à celle de l'Ontario et du Québec. Le Manitoba a vu son taux de chômage structurel baisser de façon appréciable depuis 1982 et, en 1986, le taux de chômage naturel s'est approché des niveaux enregistrés au début des années 70. Les choses ne se sont pas aussi bien passées en Saskatchewan et en Alberta. Le taux de chômage effectif en Saskatchewan a eu tendance à suivre l'évolution du taux de chômage naturel et, même s'il y a certains signes d'amélioration, le niveau de chômage structurel demeure anormalement élevé. Le taux de chômage naturel en Alberta a suivi un cheminement temporel quelque peu singulier. Selon nos estimations, il a augmenté vers la fin des années 60, pour baisser vers 1974 avec l'intensification des activités d'exploration et de production pétrolière et gazière. Il est resté plus ou moins stable aux alentours de 4 % jusqu'au milieu des années 80 alors qu'il s'est accru de façon marquée pour atteindre 8,5 %, niveau d'où il n'est pas arrivé à se rétablir. L'estimation obtenue à partir de l'autre modèle présenté à l'annexe C suit une courbe temporelle analogue, quoique les taux dans les années 80 soient un peu moins élevés.

Colombie-Britannique

Les estimations du taux de chômage naturel en Colombie-Britannique indiquent que le chômage cyclique aurait été plutôt négligeable dans cette province durant la majeure partie des années 60 et 70, mais l'écart entre l'offre et la demande de main-d'oeuvre commence à être appréciable après 1982. L'évolution historique du chômage en Colombie-Britannique diffère de celle des autres provinces parce que les prix des produits de base y ont joué un rôle de premier plan. Si nous regardons le tableau A-10, nous voyons que le chômage structurel en Colombie-Britannique, mesuré par les variables UNION, RLPGB, HYSTB et S_ENGB, a monté graduellement tout au long des années 60 et 70. Mais une évolution favorable des prix des denrées au cours des années 70 a fait en sorte que le chômage est resté relativement faible dans cette province malgré des problèmes structurels profondément enracinés. En 1979, les cours mondiaux des denrées ont chuté et le chômage a monté en flèche, tout comme le taux de chômage naturel. Cette hausse du TCN reflète les effets des divers facteurs structurels qui se sont accumulés durant les années 70, mais qui étaient voilés par l'incidence favorable des prix mondiaux élevés des produits de base. Le fait que les taux de chômage en Colombie-Britannique n'ont pas réussi à se rétablir après 1982 est davantage attribuable aux problèmes structurels qui sont apparus dans les années 70 qu'à la baisse des prix des denrées. La diversification de l'économie intérieure et une plus grande souplesse des marchés du travail seront vraisemblablement les principaux remèdes qui pourront réussir à améliorer les perspectives du marché de l'emploi en Colombie-Britannique.

Conclusion

Dans la présente étude, nous avons quantifié l'incidence de divers facteurs sur les taux de chômage provinciaux. Nous avons estimé la sensibilité relative du chômage à divers facteurs cycliques ainsi que les taux de chômage naturel dans les dix provinces pour la période allant de 1963 au premier trimestre de 1987. L'analyse indique que la plus grande partie de la hausse des taux de chômage enregistrée depuis 1963 est d'origine structurelle. Les facteurs liés aux politiques

et les termes de l'échange ont joué un rôle moins important, quoique significatif.

Les estimations du taux de chômage naturel incitent à penser que le gros du chômage dans les provinces de l'Atlantique était, et demeure, de nature structurelle. Une politique contracyclique a peu de chances d'abaisser les taux de chômage dans ces provinces. Les taux de chômage au Québec et en Ontario laissent voir des mouvements cycliques plus prononcés. Au 1er trimestre de 1987, la capacité inutilisée dans ces économies demeurait importante. L'augmentation du chômage dans les provinces de l'Ouest a eu un caractère plus cyclique que dans les provinces de l'Atlantique mais, dans l'ensemble, on doit la considérer comme étant avant tout de nature structurelle. Les provinces de l'Ouest ont affiché une plus grande sensibilité aux fluctuations des termes de l'échange. Au cours de la période étudiée, le chômage en Colombie-Britannique était particulièrement sensible aux prix des produits primaires.

Les résultats de cette étude nous incitent fortement à penser que le chômage qui sévit à l'heure actuelle est en grande partie un phénomène structurel. Nous en déduisons qu'une politique axée sur l'offre qui viserait à donner une plus grande souplesse aux marchés du travail et à rétablir la parité entre les salaires réels et la productivité dans la région de l'Atlantique réussirait le mieux à réduire les taux de chômage. Le modèle utilisé ici ne permet pas de faire d'autres recommandations de nature plus spécifique. Une étude fondée sur des micro-données pourrait toutefois permettre de vérifier les inférences et les conclusions tirées des macro-données. Le niveau élevé de détail descriptif et de désagrégation que permet une telle étude, conjugué aux estimations de la présente étude quant à l'importance relative des différents effets, constituerait un atout important dans la formulation d'une politique de lutte au chômage.

Appendices

Appendice A

L'algorithme suivi pour faire les tests d'hypothèses emboîtées est décrit dans le texte même. Dans la présente annexe, nous décrivons la façon dont nous avons traité un résultat anormal et montrons comment les dix équations du taux de chômage se modifient à mesure que les variables sont éliminées.

Les coefficients estimés pour RWAGEP et PFISH dans l'équation de l'Île-du-Prince-Édouard, dans le modèle non restreint (voir le tableau A-2), n'ont pas le bon signe et sont significativement différents de zéro. D'un point de vue économique, le signe négatif de RWAGEP n'est pas celui auquel on s'attend intuitivement. Il suppose qu'une augmentation du taux de salaire des gens de l'Île par rapport aux Ontariens ferait baisser le chômage. *A priori*, on ne s'attend pas à ce résultat, même si l'on peut concevoir qu'on pourrait l'expliquer par un effet de revenu réel. De même, la corrélation positive entre le prix relatif du poisson et des produits du poisson (PFISH) et le chômage va à l'encontre de la théorie. On peut arriver à ce résultat si la propension marginale au chômage dans le secteur de la pêche est plus grande que dans d'autres professions. Selon ce scénario, une augmentation de PFISH ferait augmenter la part de la population active employée dans l'industrie de la pêche et ferait aussi augmenter le taux de chômage mesuré. Aucune de ces « explications » n'est particulièrement convaincante, ni très probable. Nous examinons ci-dessous quelques-unes des propriétés statistiques des variables en question et leur interaction dans l'équation à estimer.

Les deux variables ont un coefficient de corrélation élevé ($r = 0,76$); afin de déterminer la sensibilité des estimations à leur présence, nous les avons éliminées à tour de rôle. Lorsqu'on supprime PFISH, RWAGEP change de signe, même si sa valeur n'est pas statistiquement différente de zéro. L'élimination de RWAGEP ne réussit pas à corriger l'anomalie au niveau du signe du coefficient estimé de PFISH qui demeure significativement différent de zéro. L'élimination des deux variables ne modifie pas beaucoup la valeur des coefficients estimés des variables explicatives qui restent et n'a pas non plus beaucoup d'effet sur le pouvoir explicatif global de l'équation (comparez les modèles 1, 2, 3 et 4 dans le tableau A-2).

L'insensibilité des estimations des coefficients à l'élimination de PFISH et RWAGEP et les problèmes d'interprétation liés à leurs signes incorrects nous ont amené, de façon quelque peu arbitraire, à supprimer de la régression les deux variables. En procédant ainsi, nous nous écartons de notre méthode des hypothèses emboîtées. À notre avis, toutefois, il vaut mieux procéder de la sorte que de tenter de fournir une explication théorique, plus ou moins valable, des signes incorrects. Mis à part ces variables dans l'équation de l'Île-du-Prince-Édouard, toutes les autres variables affectées d'un signe incorrect ne sont pas statistiquement significatives et sont traitées selon la méthode des hypothèses emboîtées décrite plus haut. On peut suivre la progression de chacun des dix modèles dans les tableaux A-1 à A-10.

Tableaux A-1 à A-10

Tableau A-1

Test d'hypothèses emboîtées, Terre-Neuve, équations du taux de chômage

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
RLURF	0,6266	0,6665	0,6619	0,6735	0,6914	0,6937	0,6919	0,6890
	(9,54)	(12,12)	(12,06)	(12,40)	(13,29)	(13,35)	(13,21)	(13,20)
VARIABLES CYCLIQUES								
GAP	0,4439	0,3969	0,4216	0,4288	0,4131	0,4085	0,3708	0,3720
	(2,55)	(2,41)	(2,60)	(2,65)	(2,55)	(2,52)	(2,31)	(2,30)
DGDPKF	-8,7187	-8,2012	-7,7157	-7,9066	-8,1785	-7,9745	-6,4008	
	(-1,84)	(-1,74)	(-1,66)	(-1,69)	(-1,75)	(-1,70)	(-1,40)	
MONPOL	-7,3669	-8,6043	-8,8035	-8,6825	-8,6581	-7,6894		
	(-1,26)	(-1,50)	(-1,53)	(-1,51)	(-1,50)	(-1,34)		
VARIABLES STRUCTURELLES								
RLPGF	3,3784	3,1120	3,5941	3,3225	3,3452	3,3352	3,7711	3,5874
	(1,68)	(1,62)	(2,15)	(2,02)	(2,03)	(2,03)	(2,32)	(2,22)
RWAGEF	7,3642	10,1682	10,1216	10,0522	10,1445	10,1622	10,1755	10,8756
	(2,09)	(3,60)	(3,61)	(3,58)	(3,65)	(3,65)	(3,63)	(3,87)
S_ENGF	4,2177	4,5759	4,4935					
	(0,76)	(0,82)	(0,81)					
HYSTF	-0,1564							
	(-0,50)							

VARIABLES LIÉES AUX POLITIQUES								
UIOPPF	0,3751	0,4067	0,3377	0,2739				
	(0,76)	(1,00)	(0,88)	(0,72)				
TAXF_	5,6995	8,4380	7,3179	8,2457	11,8286	10,3573	10,4166	9,3852
	(0,63)	(1,08)	(0,95)	(1,08)	(2,21)	(1,95)	(1,96)	(1,76)
SUB_	-6,8184	-5,6370						
	(-0,58)	(-0,57)						
VARIABLES LIÉES AUX TERMES DE L'ÉCHANGE								
PFISH	1,6208							
	(0,87)							
PPULP	2,9285							
	(1,06)							
PMINE	-3,0902	-1,3510	-1,4351	-1,4895	-1,5177	-1,3825	-1,1229	-1,0224
R^2	0,96	0,96	0,96	0,95	0,95	0,95	0,95	0,95
SEE	1,08	1,07	1,06	1,06	1,06	1,06	1,06	1,06
Q(27)	22,87	23,99	23,35	22,52	21,96	21,91	22,62	22,33

Tableau A-2

Test d'hypothèses emboîtées, Île-du-Prince-Édouard, équations du taux de chômage

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
RLURP	0,3890 (3,74)	0,3699 (4,49)	0,3861 (4,63)	0,3844 (4,64)	0,3954 (4,98)	0,3997 (5,04)	0,4147 (5,23)	0,4132 (5,23)
VARIABLES CYCLIQUES								
GAP	0,4202 (2,35)	-0,4463 (2,65)	0,3930 (2,36)	0,4004 (2,41)	0,3854 (2,34)	0,3829 (2,33)	0,3692 (2,23)	0,3670 (2,22)
DGDPKP	-3,4402 (-0,71)	-3,8805 (-0,83)	-3,1155 (-0,66)	-3,2593 (-0,69)	-3,7262 (-0,79)			
MONPOL	2,9535 (0,41)							
VARIABLES STRUCTURELLES								
RLPGP	5,0364 (2,73)	5,0391 (2,83)	5,8116 (3,31)	5,7845 (3,29)	5,7036 (3,27)	5,6741 (3,27)	5,2086 (3,10)	5,1255 (3,05)
RWAGEP	-7,4987 (-1,52)	-7,0358 (-1,43)	1,2383 (0,32)					
HYSTP	-0,0460 (-0,13)							

VARIABLES LIÉES AUX POLITIQUES								
UIOPPP	0,1846	0,1995	0,3678	0,4130	0,4844	0,4876	0,6568	0,7023
	(0,53)	(0,57)	(1,08)	(1,27)	(1,58)	(1,61)	(2,82)	(3,05)
TAXP	-1,6203	-1,2912	12,2610	12,3680	8,3216	7,0721		
	(-0,15)	(-0,12)	(1,26)	(1,27)	(0,99)	(0,86)		
SUBP	4,4857	4,7496	-7,5927	-8,5658				
	(0,26)	(0,30)	(-0,49)	(-0,56)				
VARIABLES LIÉES AUX TERMES DE L'ÉCHANGE								
PFISH	3,6851	3,6009						
	(2,41)	(2,39)						
CONSTANTE	3,1117	2,9808	-0,5945	0,2643	0,0751	0,0559	0,1396	0,1813
	(0,98)	(0,96)	(-0,21)	(0,21)	(0,06)	(0,05)	(0,11)	(0,15)
R^2	0,81	0,81	0,81	0,81	0,81	0,81	0,81	0,81
SEE	1,32	1,30	1,30	1,29	1,28	1,28	1,28	1,28
Q(27)	30,70	31,97	24,53	23,99	24,88	25,22	26,84	27,44

Tableau A-3

Test d'hypothèses emboîtées, Nouvelle-Écosse, équations du taux de chômage

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
RLURS	0,5345 (7,11)	0,5103 (7,26)	0,5353 (7,63)	0,5192 (7,55)	0,5153 (7,52)	0,5213 (7,63)	0,5230 (7,66)	0,5301 (7,77)
VARIABLES CYCLIQUES								
GAP	0,2848 (3,09)	0,2967 (3,30)	0,2830 (3,15)	0,3018 (3,42)	0,3225 (3,67)	0,3216 (3,66)	0,3142 (3,58)	0,3098 (3,54)
DGDPKS	-5,6172 (-1,50)	-5,6569 (-1,51)	-5,4493 (-1,44)	-5,6602 (-1,50)	-5,8390 (-1,56)	-5,6557 (-1,52)	-5,7662 (-1,55)	-5,9277 (-1,60)
MONPOL	-0,3401 (0,12)	-0,1750 (-0,06)						
VARIABLES STRUCTURELLES								
RLPGS	3,7331 (3,73)	3,9483 (4,05)	3,8750 (4,09)	4,0357 (4,32)	4,2548 (4,58)	4,3060 (4,65)	4,1986 (4,55)	4,1025 (4,46)
RWAGES	16,0265 (3,63)	16,0565 (3,66)	15,4796 (3,49)	13,6947 (3,43)	10,7351 (3,31)	10,1217 (3,14)	10,6330 (3,33)	10,6211 (3,33)
S_ENGS	-2,6032 (-0,63)							
HYSTS	-0,1973 (-0,61)							

VARIABLES LIÉES AUX POLITIQUES								
UIOPPS	-0,3432	-0,3350	-0,3007	-0,2722				
	(-1,79)	(-1,76)	(-1,58)	(-1,44)				
TAXS	14,0882	13,3917	13,9745	11,5993	8,4513	8,6682	8,0306	7,8382
	(3,38)	(3,28)	(3,45)	(3,46)	(3,26)	(3,37)	(3,19)	(3,12)
SUBS	-5,4659	-5,6759	-4,9495	-5,2546	-3,8598	-3,7419	-4,1034	-3,9492
	(-2,06)	(-2,17)	(-1,89)	(-2,02)	(-1,63)	(-1,59)	(-1,75)	(-1,69)
VARIABLES LIÉES AUX TERMES DE L'ÉCHANGE								
PFISH	-0,5454	-0,3654	-0,7081					
	(-0,68)	(-0,47)	(-0,94)					
CONSTANTE	-12,1598	-12,3207	-11,7167	-10,8211	-8,6626	-8,2445	-8,5957	-8,5561
	(-3,95)	(-4,04)	(-3,80)	(-3,70)	(-3,64)	(-3,49)	(-3,66)	(-3,65)
R^2	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97
SEE	0,54	0,54	0,53	0,53	0,53	0,53	0,53	0,53
Q(27)	75,85	76,10	63,10	72,08	58,67	56,17	57,05	56,10

Tableau A-4

Test d'hypothèses emboîtées, Nouveau-Brunswick, équations du taux de chômage

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
RLURN	0,6427 (10,42)	0,6515 (10,89)	0,6508 (11,08)	0,6415 (11,10)	0,6310 (10,91)	0,6383 (11,00)	0,6382 (11,01)	0,6407 (11,07)
VARIABLES CYCLIQUES								
GAP	0,2202 (2,10)	0,2095 (2,07)	0,2203 (2,26)	0,2252 (2,31)	0,2177 (2,21)	0,1902 (1,97)	0,1909 (1,98)	0,1891 (1,96)
DGDPEN	-4,1363 (-1,04)	-5,0695 (-1,27)	-4,5693 (-1,15)	-4,8238 (-1,22)				
MONPOL	-4,7269 (-1,39)	-4,7097 (-1,40)	-4,4671 (-1,36)	-4,335 (-1,32)	-3,8915 (-1,19)			
VARIABLES STRUCTURELLES								
RLPGN	2,9894 (2,91)	2,8686 (2,79)	2,9270 (2,85)	3,0311 (2,96)	3,0977 (3,00)	3,3803 (3,32)	3,3561 (3,29)	3,2528 (3,20)
RWAGEN	10,1578 (1,98)	11,8331 (2,93)	11,2941 (3,33)	10,8867 (3,21)	12,0081 (3,59)	11,2875 (3,36)	11,4136 (3,40)	11,8154 (3,54)
S_ENGN	-6,1722 (-1,29)							

VARIABLES LIÉES AUX POLITIQUES								
UIOPPN	0,5801	0,5541	0,5658	0,6277	0,6731	0,6216	0,6106	0,5977
	(2,84)	(2,73)	(2,84)	(3,65)	(3,97)	(3,71)	(3,66)	(3,59)
TAXN	4,0671	2,8894	3,1070					
	(0,84)	(0,64)	(0,69)					
SUBN	-1,3732	-0,6823						
	(-0,53)	(-0,31)						
VARIABLES LIÉES AUX TERMES DE L'ÉCHANGE								
PFISH	-1,7617	-1,6232	-1,6791	-1,3952	-1,6388	-1,4227	-1,4037	-1,4278
	(-2,04)	(-1,88)	(-1,95)	(-1,71)	(-2,01)	(-1,75)	(-1,73)	(-1,76)
PPULP	0,9286							
	(0,51)							
CONSTANTE	-7,7569	-8,4302	-7,9724	-7,7949	-8,5379	-8,3268	-8,4187	-8,6665
	(-2,57)	(-3,00)	(-3,69)	(-3,60)	(-4,04)	(-3,92)	(-3,97)	(-4,01)
R^2	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97
SEE	0,63	0,63	0,63	0,63	0,63	0,63	0,63	0,63
Q(27)	37,07	37,12	37,27	37,91	36,70	39,15	39,44	35,19

Tableau A-5

Test d'hypothèses emboîtées, Québec, équations du taux de chômage

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
RLURQ	0,5994 (8,99)	0,6228 (9,94)	0,6201 (10,73)	0,6226 (10,94)	0,6358 (11,61)	0,6493 (11,92)	0,6531 (11,95)	0,6670 (12,29)
VARIABLES CYCLIQUES								
GAP	0,3059 (3,51)	0,2782 (3,46)	0,2790 (3,61)	0,2810 (3,70)	0,2644 (3,59)	0,2652 (3,54)	0,2490 (3,39)	0,2419 (3,28)
CUR	-0,0555 (-3,58)	-0,0577 (-4,14)	-0,0595 (-4,31)	-0,0573 (-4,64)	-0,0607 (-5,13)	-0,0524 (-4,72)	-0,0511 (-4,63)	-0,0504 (-4,56)
DGDPEQ	-13,1446 (-4,78)	-12,9302 (-4,85)	-12,7412 (-4,78)	-12,9383 (-4,97)	-13,0700 (-5,16)	-13,5460 (-5,36)	-12,9920 (-5,21)	-12,4618 (-5,02)
MONPOL	-3,0735 (-1,66)	-3,1799 (-1,79)	-3,1234 (-1,78)	-3,1391 (-1,79)	-2,9722 (-1,70)	-2,2093 (-1,30)		
VARIABLES STRUCTURELLES								
RLPGQ	4,3770 (3,59)	3,7607 (3,67)	3,6955 (3,77)	3,7325 (3,86)	3,7205 (3,86)	4,1243 (4,44)	4,2116 (4,55)	3,6853 (4,37)
UNION	-2,0105 (-0,39)							
S_ENGQ	-1,8085 (-0,49)							
HYSTQ	0,4878 (1,64)	0,4884 (1,68)	0,5271 (1,93)	0,5187 (1,91)	0,4487 (1,70)	0,4463 (1,68)	0,4411 (1,66)	0,4236 (1,59)

VARIABLES LIÉES AUX POLITIQUES								
UIOPPQ	0,0713 (0,57)	0,0734 (0,63)	0,0896 (0,79)	0,0847 (0,82)	0,1087 (1,30)			
TAXQ	2,8919 (0,91)	1,9226 (0,84)	1,7527 (0,77)	1,6865 (0,75)				
SUBQ	0,0996 (0,01)	-0,6977 (-0,01)	-0,6846 (-0,11)					
WMRQ	3,3066 (2,22)	2,7670 (2,07)	2,6470 (2,08)	2,7642 (2,18)	2,9780 (2,38)	3,8859 (3,54)	3,8602 (3,51)	3,3082 (3,21)
VARIABLES LIÉES AUX TERMES DE L'ÉCHANGE								
PMILL	-0,0149 (-0,04)	0,2485 (0,84)						
PPULP	-0,7114 (-0,95)	-0,5739 (-0,88)	-0,5802 (-0,10)	-0,6292 (-1,53)	-0,6752 (-1,67)	-0,5956 (-1,48)	-0,4959 (-1,24)	
PMETAL	0,1627 (0,79)							
CONSTANTE	3,4955 (1,61)	3,7844 (1,96)	4,1021 (2,14)	3,8396 (2,03)	4,0495 (2,18)	2,4810 (1,51)	2,2189 (1,37)	2,3473 (1,45)
R^2	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
SEE	0,34	0,34	0,33	0,33	0,33	0,33	0,33	0,33
Q(27)	38,86	42,36	43,37	42,20	43,47	44,51	48,75	53,32

Tableau A-6

Test d'hypothèses emboîtées, Ontario, équations du taux de chômage

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
RLURO	0,4956 (7,41)	0,4983 (7,47)	0,5001 (7,47)	0,4947 (7,55)	0,4799 (7,55)	0,4688 (7,44)	0,4743 (7,54)	0,4984 (8,09)
VARIABLES CYCLIQUES								
GAP	0,2806 (4,88)	0,2817 (4,92)	0,2829 (4,95)	0,2875 (5,12)	0,3001 (5,48)	0,3008 (5,47)	0,2977 (5,42)	0,2948 (5,30)
CUR	-0,0906 (-7,53)	-0,0900 (-7,70)	-0,0887 (-7,59)	-0,0885 (-7,59)	-0,0880 (-7,55)	-0,0879 (-7,52)	-0,0876 (-7,50)	-0,0808 (-7,62)
DGDPKO	-7,8805 (-2,80)	-7,9403 (-2,83)	-7,9068 (-2,79)	-7,9997 (-2,83)	-7,4679 (-2,69)	-6,7846 (-2,54)	-6,8947 (-2,59)	-7,1155 (-2,66)
MONPOL	-1,0893 (-0,65)	-1,5430 (-0,98)	-1,5087 (-0,96)	-1,4442 (-0,94)	-1,4978 (-0,97)			
VARIABLES STRUCTURELLES								
RLPGO	1,7296 (2,41)	1,7199 (2,42)	1,7431 (2,43)	1,7325 (2,42)	1,9929 (3,02)	2,1460 (3,34)	2,1036 (3,28)	2,0519 (3,16)
UNION	7,8928 (2,45)	7,7526 (2,62)	8,1529 (2,76)	8,4586 (2,97)	8,6622 (3,06)	8,9706 (3,18)	9,1134 (3,25)	11,0124 (4,81)
S_ENGO	1,9670 (0,47)	1,8042 (0,44)	1,3947 (0,34)					
HYSTO	0,4122 (1,74)	0,4416 (1,86)	0,4550 (1,91)	0,4618 (1,95)	0,4902 (2,10)	0,4791 (2,05)	0,4769 (2,04)	0,4630 (1,97)

VARIABLES LIÉES AUX POLITIQUES								
UIOPPO	0,1924	0,1883	0,1691	0,1674	0,1584	0,1478	0,1353	
	(1,69)	(1,68)	(1,51)	(1,50)	(1,45)	(1,35)	(1,24)	
TAXO	-0,5522							
	(-0,21)							
SUBO	-2,7953	1,8882						
	(0,3207)	(0,22)						
UMRO	1,7444	1,7880	1,8269	1,7418	1,8811	1,9687	1,9630	2,2637
	(1,59)	(1,63)	(1,66)	(1,60)	(1,74)	(1,82)	(1,81)	(2,14)
VARIABLES LIÉES AUX TERMES DE L'ÉCHANGE								
PPULP	-0,8328	-0,8043	-0,7589	-0,7669	-0,9253	-0,8209	-0,8163	-0,7118
	(-1,74)	(-1,87)	(-1,84)	(-1,86)	(-2,47)	(-2,23)	(-2,21)	(-1,92)
PMETAL	-0,0966	-0,1317	-0,1262	-0,1338				
	(-0,61)	(-0,84)	(-0,81)	(-0,89)				
CONSTANTE	6,7612	6,7131	6,4139	6,3840	6,1041	5,8436	5,7939	4,4948
	(3,91)	(3,92)	(3,74)	(3,73)	(3,62)	(3,48)	(3,46)	(3,36)
R^2	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98
SEE	0,30	0,30	0,30	0,29	0,30	0,29	0,29	0,30
Q(27)	45,79	46,91	47,00	47,26	45,11	43,17	42,85	40,35

Tableau A-7

Test d'hypothèses emboîtées, Manitoba, équations du taux de chômage

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
RLURM	0,4314	0,4128	0,4094	0,4096	0,4071	0,4114	0,4150	0,4194
	(5,12)	(5,04)	(5,00)	(5,03)	(5,01)	(5,07)	(5,11)	(5,16)
VARIABLES CYCLIQUES								
GAP	0,3266	0,3566	0,3616	0,3670	0,3688	0,3670	0,3646	0,3597
	(3,75)	(4,20)	(4,27)	(4,39)	(4,41)	(4,40)	(4,37)	(4,31)
DGDPEM	-6,8571	-7,7040	-7,6623	-7,6443	-7,8056	-7,6867	-7,7237	-7,6106
	(-2,26)	(-2,65)	(-2,65)	(-2,65)	(-2,71)	(-2,68)	(-2,69)	(-2,65)
MONPOL	1,9565							
	(0,74)							
VARIABLES STRUCTURELLES								
RLPGM	5,0237	5,1244	5,1795	5,2793	5,2690	5,2297	5,2051	5,1986
	(5,01)	(5,35)	(5,50)	(5,90)	(5,89)	(5,86)	(5,83)	(5,81)
HYSTM	0,7198	0,7726	0,7820	0,7742	0,7811	0,7510	0,7497	0,7458
	(2,36)	(2,54)	(2,62)	(2,64)	(2,67)	(2,58)	(2,57)	(2,55)

VARIABLES LIÉES AUX POLITIQUES								
UIOPPM	0,0628 (0,44)	0,0507 (0,36)	0,0374 (0,27)					
TAXM	11,7614 (2,64)	12,4787 (2,80)	12,4597 (2,80)	12,9493 (3,03)	13,0790 (3,06)	12,6531 (2,98)	12,6699 (2,98)	12,5784 (2,95)
SUBM	-6,3303 (-0,66)	-0,4943 (-0,06)						
WMRM	3,2616 (1,61)	3,1648 (1,55)	3,3642 (1,66)	3,5608 (1,86)	3,4685 (1,81)	3,4658 (1,82)	3,4640 (1,81)	3,5111 (1,83)
VARIABLES LIÉES AUX TERMES DE L'ÉCHANGE								
PPULP	0,9778 (1,18)							
RPGRAIN	-0,2974 (-3,29)	-0,2368 (-3,04)	-0,2306 (-3,07)	-0,2198 (-3,53)	-0,2250 (-3,62)	-0,2162 (-3,49)	-0,2150 (-3,47)	-0,2183 (-3,53)
CONSTANTE	-3,1718 (-2,14)	-2,6678 (-1,88)	-2,8143 (-1,98)	-3,0180 (-2,42)	-2,9401 (-2,36)	-2,9389 (-2,36)	-2,9397 (-2,36)	-2,9646 (-2,38)
R^2	0,95	0,95	0,95	0,95	0,95	0,95	0,95	0,95
SEE	0,47	0,46	0,46	0,46	0,46	0,46	0,46	0,46
Q(27)	33,50	33,80	33,73	33,21	33,02	32,96	32,99	32,99

Tableau A-8

Test d'hypothèses emboîtées, Saskatchewan, équations du taux de chômage

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
RLURK	0,6579	0,6639	0,6584	0,6664	0,6713	0,6854	0,6907	0,6914
	(10,86)	(11,11)	(11,89)	(12,29)	(12,61)	(13,01)	(13,13)	(13,04)
VARIABLES CYCLIQUES								
GAP	0,1176	0,1247	0,1294	0,1296	0,1287	0,1076	0,1032	0,0925
	(1,99)	(2,11)	(2,19)	(2,20)	(2,20)	(1,90)	(1,83)	(1,65)
DGDPKK	-2,8752	-2,8559	-2,8564	-2,8658	-2,8241	-2,9785	-3,1404	-2,8457
	(-3,58)	(-3,54)	(-3,60)	(-3,61)	(-3,55)	(-3,75)	(-3,96)	(-3,68)
MONPOL	-2,9858	-3,6064	-3,6222	-3,6319	-3,5055	-3,0977	-2,4305	
	(-1,34)	(-1,71)	(-1,72)	(-1,72)	(-1,66)	(-1,48)	(-1,19)	
VARIABLES STRUCTURELLES								
RLPGK	2,1599	2,3007	2,2516	2,1789	1,9344	2,1809	2,4490	2,5846
	(2,48)	(3,01)	(2,97)	(2,92)	(3,00)	(3,48)	(4,13)	(4,42)
S_ENGK	7,2697	7,6214	7,7981	7,8319	8,2250	8,1832	9,2625	8,5565
	(2,31)	(2,43)	(2,54)	(2,56)	(2,71)	(2,68)	(3,12)	(2,90)
HYSTK	0,0879	0,1086	0,1537					
	(0,31)	(0,39)	(0,55)					

VARIABLES LIÉES AUX POLITIQUES								
UIOPPK	0,2168	0,1587	0,1875	0,1838	0,1832	0,2491	0,1742	0,1666
	(1,20)	(1,21)	(1,44)	(1,42)	(1,46)	(2,32)	(1,91)	(1,81)
TAXK	3,1441	4,0021	4,2908	4,3593	4,2059			
	(0,89)	(1,18)	(1,28)	(1,32)	(1,29)			
SUBK	1,0139	1,0163						
	(0,21)	(0,21)						
VARIABLES LIÉES AUX TERMES DE L'ÉCHANGE								
PMILL	-0,1934	-0,1646	-0,2722	-0,3113	-0,3767	-0,3306		
	(-0,67)	(-0,57)	(-0,96)	(-1,12)	(-1,44)	(-1,25)		
PPULP	-0,2020	-0,4289	-0,4183	-0,4483				
	(-0,30)	(-0,65)	(-0,65)	(-0,70)				
RPGRAIN	-0,2168	-0,2009	-0,2086	-0,1985	-0,2285	-0,2306	-0,2256	-0,2067
	(-2,70)	(-2,50)	(-2,60)	(-2,49)	(-3,49)	(-3,52)	(-3,44)	(-3,16)
CONSTANTE	0,4163	0,0605	0,2420	0,3021	0,2980	0,3159	-0,2265	-0,3712
	(0,33)	(0,11)	(0,43)	(0,54)	(0,53)	(0,57)	(-0,61)	(-1,04)
R^2	0,96	0,96	0,96	0,96	0,96	0,96	0,96	0,96
SEE	0,41	0,41	0,41	0,41	0,40	0,40	0,40	0,40
Q(27)	43,32	44,41	45,36	40,62	41,70	38,83	40,72	39,79

Tableau A-9

Test d'hypothèses emboîtées, Alberta, équations du taux de chômage

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
RLURA	0,5565	0,5668	0,5534	0,5517	0,5479	0,5561	0,5597	0,5586
	(8,64)	(8,76)	(8,57)	(8,10)	(9,30)	(9,41)	(9,48)	(9,49)
VARIABLES CYCLIQUES								
GAP	0,3376	0,3554	0,3624	0,3609	0,3691	0,3610	0,3608	0,3619
	(4,83)	(5,06)	(5,21)	(5,24)	(5,39)	(5,26)	(5,26)	(5,28)
DGDPEA	-2,8441	-3,5245	-3,6351	-3,7402	-3,6323	-3,5044	-3,2801	-3,2560
	(-1,43)	(-1,78)	(-1,84)	(-1,89)	(-1,85)	(-1,78)	(-1,67)	(-1,67)
MONPOL	2,0301							
	(0,80)							
VARIABLES STRUCTURELLES								
RLPGA	3,0133	3,7695	3,9104	3,9131	3,9439	3,7098	3,7190	3,7131
	(2,72)	(4,03)	(4,19)	(4,19)	(4,26)	(4,03)	(4,04)	(4,04)
S_ENGA	2,2628	1,0670	0,8153					
	(0,44)	(0,21)	(0,16)					
HYSTA	0,0058	0,0170						
	(0,02)	(0,06)						

VARIABLES LIÉES AUX POLITIQUES

UIOPPA	0,0395 (0,33)	0,01756 (0,15)	0,0284 (0,24)	0,0311 (0,26)				
TAXA	15,6448 (4,42)	16,3523 (4,62)	16,7415 (4,80)	16,7579 (4,89)	17,2150 (5,62)	16,1911 (5,33)	15,6001 (5,21)	15,7062 (5,25)
SUBA	26,4391 (3,07)	26,0956 (2,99)	26,9988 (3,11)	27,5264 (3,33)	27,5822 (3,37)	28,1773 (3,42)	27,2382 (3,31)	27,3591 (3,34)
UMRA	-2,2426 (-1,48)							

VARIABLES LIÉES AUX TERMES DE L'ÉCHANGE

PPULP	-3,6720 (-4,55)	-3,5007 (-4,37)	-3,7204 (-4,68)	-3,7893 (-4,97)	-3,7011 (-5,69)	-3,5491 (-5,55)	-3,5217 (-5,31)	-3,5091 (-5,50)
CONSTANTE	2,8069 (1,95)	1,0541 (1,47)	1,1475 (1,60)	1,1965 (1,72)	1,1345 (1,77)	1,1658 (1,81)	1,1422 (1,78)	1,1385 (1,78)
R^2	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97
SEE	0,46	0,46	0,46	0,46	0,46	0,46	0,46	0,46
Q(27)	27,84	25,89	26,30	26,24	26,04	25,40	25,22	25,16

Tableau A-10

Test d'hypothèses emboîtées, Colombie-Britannique, équations du taux de chômage

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
RLURB	0,6260 (12,13)	0,6334 (12,54)	0,6320 (12,49)	0,6358 (12,60)	0,6487 (13,14)	0,6575 (13,59)	0,6601 (13,68)	0,6624 (13,74)
VARIABLES CYCLIQUES								
GAP	0,3796 (4,67)	0,3811 (4,73)	0,3928 (4,90)	0,3907 (4,88)	0,3896 (4,83)	0,3806 (4,71)	0,3774 (4,68)	0,3772 (4,68)
DGDPEB	-6,3051 (-2,29)	-6,6090 (-2,45)	-6,2152 (-2,34)	-6,2654 (-2,36)	-6,5784 (-2,47)	-6,3580 (-2,38)	-6,4090 (-2,40)	-6,4339 (-2,41)
MONPOL	1,6147 (0,60)							
VARIABLES STRUCTURELLES								
RLPGB	2,0026 (2,12)	1,8046 (1,99)	1,9428 (2,16)	1,8485 (2,07)	1,7835 (1,99)	1,6694 (1,88)	1,6850 (1,90)	1,6225 (1,84)
UNION	19,5498 (4,91)	19,9158 (5,06)	19,5244 (5,02)	19,5660 (5,05)	21,5285 (6,20)	20,1343 (6,06)	19,8947 (5,99)	19,6855 (5,94)
S_ENGB	6,4320 (1,75)	6,5782 (1,81)	6,6084 (1,82)	6,7133 (1,85)	7,7158 (2,17)	7,3302 (2,06)	7,4520 (2,10)	7,2395 (2,04)
HYSTB	0,5364 (2,17)	0,5288 (2,16)	0,5358 (2,20)	0,5239 (2,16)	0,5295 (2,17)	0,5148 (2,11)	0,5054 (2,07)	0,4920 (2,02)

VARIABLES LIÉES AUX POLITIQUES								
UIOPPB	0,2031	0,1858	0,2122	0,2123				
	(1,19)	(1,10)	(1,27)	(1,28)				
SUBB	14,2164	14,3892						
	(0,90)	(0,92)						
VARIABLES LIÉES AUX TERMES DE L'ÉCHANGE								
PMILL	-1,3442	-1,3557	-1,4757	-1,5318	-1,3378	-1,2780	-1,2483	-1,2750
	(-2,10)	(-3,04)	(-3,49)	(-3,65)	(-3,35)	(-3,22)	(-3,15)	(-3,22)
PPULP	-1,0648	-0,9624	-1,1059	-1,1049	-0,8010			
	(-1,36)	(-1,24)	(-1,44)	(-1,45)	(-1,08)			
PMINE	-1,3878	-1,5113	-1,2620	-1,2392	-1,3998	-1,6703	-1,6585	-1,5689
	(-2,20)	(-2,42)	(-2,30)	(-2,26)	(-2,63)	(-3,47)	(-3,45)	(-3,29)
CONSTANTE	-1,0819	-1,0480	-0,8506	-0,7698	-1,5158	-1,6153	-1,6235	-1,5731
	(-1,06)	(-1,06)	(-0,89)	(-0,81)	(-1,96)	(-2,10)	(-2,11)	(-2,05)
R^2	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98
SEE	0,50	0,50	0,49	0,49	0,50	0,50	0,50	0,50
Q(27)	25,56	25,15	26,53	26,23	26,55	24,81	25,23	24,95

Appendice B

Tableau B-1

Variation du taux de chômage attribuable à divers facteurs, Terre-Neuve, 1963-1986

	Prix de l'énergie	Prix des minéraux	Effet d'entraînement des salaires	Distorsions causées par les impôts
1963	0,00	0,00	0,00	0,00
1964	-0,09	-0,06	-0,18	0,00
1965	-0,14	-0,12	-1,50	0,15
1966	-0,20	-0,16	-0,62	0,08
1967	-0,23	-0,18	0,09	0,38
1968	-0,26	-0,15	-1,32	0,68
1969	-0,29	-0,25	-1,76	1,21
1970	-0,17	-0,31	-0,62	1,28
1971	0,09	-0,06	-1,24	1,36
1972	-0,23	-0,02	-0,88	1,81
1973	-0,26	-0,43	-0,44	1,81
1974	-0,14	-0,84	3,97	2,04
1975	0,06	-0,61	3,53	2,19
1976	0,58	-0,39	3,97	2,19
1977	0,95	-0,69	4,06	2,04
1978	0,89	-0,79	3,09	1,96
1979	0,89	-1,55	2,74	1,58
1980	1,30	-2,25	2,56	1,66
1981	2,48	-1,45	3,79	1,58
1982	3,37	-0,76	2,91	1,43
1983	3,55	-0,76	2,82	1,43
1984	3,66	-0,61	4,94	1,13
1985	3,78	-0,30	4,06	1,28
1986	2,68	-0,30	3,62	1,66

Tableau B-2

Variation du taux de chômage attribuable à divers facteurs, Île-du-Prince-Édouard, 1963-1986

	Prix de l'énergie	Assurance-chômage
1963	0,00	0,00
1964	-0,07	-0,00
1965	-0,13	-0,01
1966	-0,17	-0,01
1967	-0,20	-0,01
1968	-0,15	-0,02
1969	-0,28	0,00
1970	-0,26	-0,00
1971	-0,09	0,00
1972	-0,31	1,56
1973	-0,28	1,56
1974	-0,07	1,55
1975	0,07	1,54
1976	0,44	1,52
1977	0,70	1,43
1978	0,68	1,07
1979	0,76	0,85
1980	1,16	0,91
1981	2,03	0,86
1982	2,75	1,19
1983	3,01	1,45
1984	3,17	1,34
1985	3,30	1,33
1986	2,49	1,38

Tableau B-3

Variation du taux de chômage attribuable à divers facteurs, Nouvelle-Écosse, 1963-1986

	Prix de l'énergie	Distorsions causées par les impôts	Effet d'entraînement des salaires	Subventions de l'État
1963	0,00	0,00	0,00	0,00
1964	0,02	0,17	0,06	0,00
1965	-0,11	0,29	-0,34	0,00
1966	-0,15	0,25	-0,45	-0,02
1967	-0,13	0,46	-0,73	0,00
1968	-0,09	0,54	-1,02	0,08
1969	-0,24	0,79	-1,19	0,17
1970	-0,31	1,04	-0,79	0,11
1971	-0,13	1,13	-0,79	0,11
1972	-0,31	1,29	-0,11	0,08
1973	-0,22	1,33	0,28	0,08
1974	0,04	1,33	1,07	-0,38
1975	0,26	1,17	1,75	-0,67
1976	0,61	1,17	1,30	-0,40
1977	0,87	1,13	1,70	-0,38
1978	0,89	1,08	1,53	-0,32
1979	0,92	1,08	1,92	-0,40
1980	1,29	1,08	1,86	-0,95
1981	2,27	0,83	1,92	-0,71
1982	3,01	0,79	1,92	-0,08
1983	3,12	0,79	2,03	0,13
1984	3,27	0,75	1,98	0,17
1985	3,36	0,88	1,75	0,21
1986	2,42	1,13	1,64	0,17

Tableau B-4

Variation du taux de chômage attribuable à divers facteurs, Nouveau-Brunswick, 1963-1986

	Prix de l'énergie	Prix du poisson et des produits du poisson	Effet d'entraînement des salaires	Assurance-chômage
1963	0,00	0,00	0,00	0,00
1964	-0,02	-0,03	-0,00	0,00
1965	-0,14	-0,06	0,16	-0,01
1966	-0,16	-0,13	0,25	-0,02
1967	-0,18	-0,07	0,58	-0,02
1968	-0,16	-0,00	-0,08	-0,01
1969	-0,25	-0,11	0,16	0,00
1970	-0,25	-0,29	-0,00	0,01
1971	-0,07	-0,43	0,00	0,01
1972	-0,27	-0,74	0,66	2,27
1973	-0,25	-1,39	0,66	2,33
1974	-0,02	-1,58	2,06	2,23
1975	0,16	-1,24	3,37	2,24
1976	0,61	-1,51	3,12	2,28
1977	0,88	-1,68	3,54	2,15
1978	0,86	-1,94	3,12	1,61
1979	0,93	-2,20	4,19	1,25
1980	1,27	-1,87	4,03	1,31
1981	2,26	-1,74	3,70	1,29
1982	3,01	-1,41	3,54	1,78
1983	3,15	-1,32	3,54	2,14
1984	3,19	-1,21	3,62	1,98
1985	3,28	-1,21	3,04	1,95
1986	2,33	-1,45	3,12	1,95

Tableau B-5

Variation du taux de chômage attribuable à divers facteurs, Québec, 1963-1986

	Prix de l'énergie	Hystérèse	Salaire minimum
1963	0,00	0,00	0,00
1964	-0,11	-0,10	-0,12
1965	-0,25	-0,09	0,25
1966	-0,33	-0,10	0,05
1967	-0,42	0,01	0,52
1968	-0,36	0,07	0,37
1969	-0,42	0,03	0,70
1970	-0,30	0,10	0,67
1971	-0,11	-0,03	0,72
1972	-0,28	0,02	0,77
1973	-0,19	-0,10	0,82
1974	0,08	-0,05	1,04
1975	0,30	0,15	1,22
1976	0,89	0,08	1,24
1977	1,19	0,14	1,09
1978	1,13	0,01	1,04
1979	1,19	-0,21	0,79
1980	1,66	0,09	0,52
1981	2,88	0,02	0,27
1982	3,60	0,47	-0,07
1983	3,82	-0,15	-0,35
1984	4,01	-0,12	-0,60
1985	4,12	-0,10	-0,75
1986	2,85	-0,05	-0,77

Tableau B-6

Variation du taux de chômage attribuable à divers facteurs, Ontario, 1963-1986

	Prix de l'énergie	Prix des pâtes et papiers	Hystérèse	Pouvoir des syndicats	Salaire minimum
1963	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
1964	-0,04	0,00	0,02	0,00	0,20
1965	-0,09	0,02	0,02	0,00	0,09
1966	-0,16	0,04	0,06	0,22	0,00
1967	-0,16	0,06	0,06	0,60	-0,12
1968	-0,16	0,10	0,07	0,66	-0,25
1969	-0,21	0,11	0,01	0,77	0,10
1970	-0,19	0,12	0,14	0,88	-0,00
1971	-0,12	0,16	0,06	0,88	0,19
1972	-0,19	0,19	0,04	1,04	0,07
1973	-0,18	0,12	-0,01	1,32	0,08
1974	-0,06	-0,14	0,06	1,37	0,14
1975	0,04	-0,26	0,16	1,54	0,14
1976	0,24	-0,16	0,02	1,76	0,09
1977	0,35	-0,15	0,11	1,76	-0,07
1978	0,33	-0,14	-0,06	1,76	-0,14
1979	0,35	-0,27	-0,02	1,70	-0,11
1980	0,52	-0,35	0,07	1,54	-0,26
1981	0,98	-0,31	0,01	1,59	-0,29
1982	1,27	-0,19	0,36	1,81	-0,37
1983	1,33	-0,04	-0,03	1,54	-0,47
1984	1,37	-0,14	-0,01	1,65	-0,44
1985	1,43	-0,10	-0,04	1,54	-0,43
1986	0,97	-0,11	-0,02	1,54	-0,47

Tableau B-7

Variation du taux de chômage attribuable à divers facteurs, Manitoba, 1963-1986

	Prix de l'énergie	Prix des céréales	Hystérèse	Distorsions causées par les impôts	Salaire minimum
1963	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
1964	-0,07	-0,01	-0,22	0,16	-0,03
1965	-0,20	0,09	-0,15	0,22	0,08
1966	-0,29	0,09	-0,05	0,27	0,18
1967	-0,31	0,07	-0,07	0,49	0,06
1968	-0,36	0,17	-0,02	0,60	0,47
1969	-0,45	0,26	-0,18	1,03	0,51
1970	-0,45	0,38	0,18	1,25	0,51
1971	-0,27	0,40	-0,05	1,35	0,60
1972	-0,40	0,42	-0,17	1,35	0,67
1973	-0,27	0,05	-0,14	1,14	0,57
1974	-0,04	-0,84	-0,19	1,25	0,54
1975	0,09	-0,58	0,02	1,08	0,54
1976	0,43	-0,24	-0,08	1,08	0,63
1977	0,67	0,15	0,01	1,03	0,56
1978	0,60	0,17	0,02	0,65	0,41
1979	0,65	-0,03	-0,23	0,60	0,20
1980	1,05	-0,23	-0,06	0,65	0,08
1981	2,13	-0,19	-0,02	0,65	-0,05
1982	2,93	0,13	0,16	0,65	-0,08
1983	3,04	0,20	-0,06	0,65	-0,05
1984	3,25	0,17	-0,16	0,43	-0,27
1985	3,34	0,25	-0,11	0,43	-0,14
1986	2,31	0,35	-0,18	0,76	-0,18

Tableau B-8

Variation du taux de chômage attribuable à divers facteurs, Saskatchewan, 1963-1986

	Prix de l'énergie	Prix des céréales	Changements technologiques et sociaux	Assurance-chômage
1963	0,00	0,00	0,00	0,00
1964	-0,04	-0,02	0,00	0,00
1965	-0,13	0,16	0,46	0,00
1966	-0,19	0,16	0,46	-0,01
1967	-0,19	0,13	0,69	-0,01
1968	-0,17	0,30	0,23	-0,00
1969	-0,23	0,47	1,16	0,00
1970	-0,17	0,68	0,93	0,00
1971	0,04	0,71	0,69	0,01
1972	-0,10	0,75	1,39	0,76
1973	0,02	0,09	0,69	0,80
1974	0,31	-1,49	1,62	0,77
1975	0,52	-1,03	2,78	0,79
1976	0,82	-0,43	0,46	0,77
1977	0,96	0,26	0,23	0,72
1978	0,92	0,30	-0,69	0,54
1979	1,03	-0,06	-0,23	0,43
1980	1,36	-0,40	-0,46	0,44
1981	2,32	-0,33	1,62	0,43
1982	3,10	0,22	0,00	0,58
1983	3,22	0,36	0,46	0,69
1984	3,37	0,30	0,93	0,63
1985	3,54	0,45	1,39	0,60
1986	2,66	0,62	0,69	0,63

Tableau B-9

Variation du taux de chômage attribuable à divers facteurs, Alberta, 1963-1986

	Prix de l'énergie	Prix des pâtes et papiers	Subventions de l'État	Distorsions causées par les impôts
1963	0,00	0,00	0,00	0,00
1964	0,02	0,02	0,00	0,00
1965	-0,11	0,10	0,00	0,18
1966	-0,19	0,20	0,00	0,27
1967	-0,23	0,32	0,00	0,71
1968	-0,27	0,54	0,00	0,98
1969	-0,38	0,64	0,00	1,51
1970	-0,36	0,68	0,31	1,87
1971	-0,23	0,87	0,00	1,96
1972	-0,38	1,05	0,00	2,05
1973	-0,27	0,68	0,00	1,78
1974	-0,02	-0,80	0,62	1,51
1975	0,15	-1,47	0,62	1,33
1976	0,50	-0,91	0,46	1,33
1977	0,67	-0,83	0,31	1,25
1978	0,63	-0,80	0,46	0,89
1979	0,72	-1,51	0,62	0,80
1980	1,05	-1,95	0,62	0,62
1981	1,96	-1,75	0,46	0,71
1982	2,50	-1,05	1,86	0,80
1983	2,76	-0,24	2,79	0,44
1984	3,03	-0,80	3,10	0,27
1985	3,24	-0,58	2,94	0,09
1986	2,31	-0,64	2,63	0,98

Tableau B-10

Variation du taux de chômage attribuable à divers facteurs, Colombie-Britannique, 1963-1986

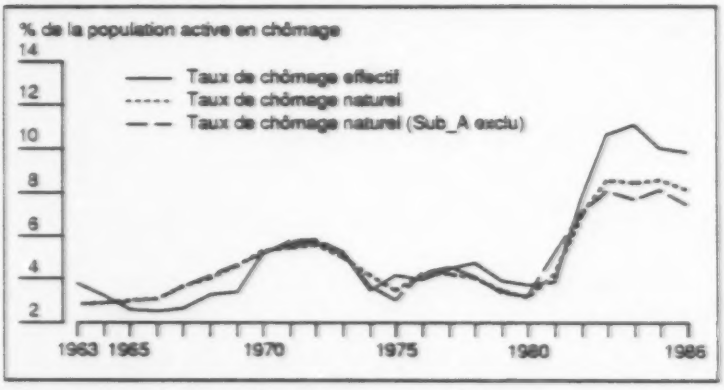
	Prix de l'énergie	Hystérèse	Prix des minéraux	Changements technologiques et sociaux	Pouvoir des syndicats	Prix du bois ouvré
1963	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
1964	-0,02	-0,10	-0,08	0,00	0,00	0,01
1965	-0,07	-0,06	-0,16	0,11	0,00	-0,01
1966	-0,08	0,06	-0,23	0,11	0,58	-0,04
1967	-0,12	0,01	-0,26	0,16	1,60	0,02
1968	-0,10	0,12	-0,21	0,05	1,75	-0,41
1969	-0,14	-0,09	-0,36	0,27	2,04	-0,42
1970	-0,14	0,36	-0,44	0,21	2,33	0,39
1971	-0,13	-0,15	-0,08	0,16	2,33	0,01
1972	-0,23	0,11	-0,02	0,32	2,77	-0,79
1973	-0,17	-0,17	-0,60	0,16	3,50	-1,77
1974	-0,07	0,03	-1,18	0,38	3,64	-0,90
1975	0,02	0,28	-0,86	0,64	4,08	-0,42
1976	0,17	-0,03	-0,55	0,11	4,66	-0,53
1977	0,32	0,01	-0,98	0,05	4,66	-0,85
1978	0,32	-0,04	-1,12	-0,16	4,66	-1,49
1979	0,41	-0,08	-2,20	-0,05	4,52	-2,00
1980	0,66	-0,11	-3,18	-0,11	4,08	-0,92
1981	1,11	0,05	-2,06	0,38	4,23	-0,18
1982	1,48	0,79	-1,08	0,00	4,81	0,38
1983	1,59	0,01	-1,07	0,11	4,08	0,13
1984	1,68	0,11	-0,86	0,21	4,37	0,41
1985	1,79	-0,13	-0,42	0,32	4,08	0,50
1986	1,27	-0,11	-0,42	0,16	4,08	0,35

Appendice C

L'exclusion de SUB_A de l'équation du chômage en Alberta a eu un effet significatif sur le taux de chômage naturel estimé pour cette province. Dans le graphique C-1, nous comparons la valeur obtenue pour le taux de chômage naturel en Alberta en incluant la variable SUB_A dans le processus d'estimation avec la valeur obtenue en excluant cette même variable. L'exclusion de SUB_A a pour principal effet de faire baisser le taux de chômage naturel vers la fin de la période étudiée, ce qui donne à penser que l'Alberta aurait été plus touchée par les facteurs cycliques que ce que nos estimations précédentes indiquent.

Graphique C-1

Taux provinciaux de chômage naturel et de chômage effectif, Alberta (SUB_A exclu *a priori*), 1963-1986



Source Conseil économique du Canada, 1989.

Le tableau C-1 montre les formes finales des dix équations lorsque la variable SUB_A est exclue *a priori*. Les équations sont plus ou moins identiques à celles présentées dans le texte. Le tableau C-2 montre le taux de chômage naturel pour les dix provinces et l'ensemble du Canada, selon les coefficients estimés. Une comparaison rapide montre que ces chiffres sont plus ou moins identiques aux estimations présentées dans le texte même. L'exclusion

de SUB_A a pour effet principal, outre son effet sur l'équation du chômage en Alberta, de rendre la variable UIOPPF significative et la variable TAXF non significative dans l'équation de Terre-Neuve. La variation du degré de signification statistique des variables est attribuable aux changements dans l'estimation de la matrice des covariances causés par l'exclusionde SUB_A. La variation reflète le degré relativement élevé de colinéarité entre ces variables ($r = 0,86$). Le fait que TAXF ait perdu de la signification et que UIOPPF soit devenu significatif devrait attirer notre attention sur les risques que comporte une interprétation trop étroite de la signification ou de la non-signification statistique des macro-variables que nous avons utilisées pour représenter les divers phénomènes économiques. Bon nombre de ces variables suivent une tendance bien marquée et sont susceptibles de représenter plus d'un effet.

Tableau C-1

Résultats des tests de l'hypothèse emboîtée pour l'Alberta lorsque la variable SUB_A est exclue, équations des taux de chômage

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
RLURF	,6737	,6622	,6625	,6587	,6683	,6675	,6642	,6701	,6729
	(13,25)	(13,09)	(13,76)	(13,94)	(14,10)	(14,10)	(14,04)	(14,16)	(14,22)
VARIABLES CYCLIQUES									
GAP	,3008	,3249	,3258	,3263	,3323	,3331	,3360	,3309	,3283
	(4,23)	(4,61)	(4,64)	(4,65)	(4,71)	(4,72)	(4,76)	(4,69)	(4,65)
DGDPKA	-4,6874	-5,1145	-5,0406	-4,8065	-5,1178	-5,0836	-5,0456	-5,1665	-5,1769
	(-2,40)	(-2,61)	(-2,60)	(-2,48)	(-2,66)	(-2,64)	(-2,63)	(-2,69)	(-2,69)
MONPOL	2,1701	2,1150	2,4795	3,0678					
	(,82)	(,88)	(1,08)	(1,35)					
VARIABLES STRUCTURELLES									
RLPGA	4,1486	5,2159	5,2285	5,2587	5,0089	5,0088	5,0555	4,9664	4,9274
	(3,72)	(5,55)	(5,59)	(5,80)	(5,57)	(5,57)	(5,63)	(5,52)	(5,48)
S_ENGA	6,4577	4,0772	4,3623						
	(1,27)	(,81)	(,88)						

HYSTA	,0344 (,13)								
VARIABLES LIÉES AUX POLITIQUES									
UIOPPA	,0329 (,26)	,0216 (,18)							
TAXA_	13,6409 (3,80)	14,8055 (4,24)	15,0884 (4,84)	14,6209 (4,76)	14,2864 (4,63)	14,0867 (4,59)	14,2171 (4,64)	13,8733 (4,53)	13,7715 (4,49)
WMRA	-2,0877 (-1,33)								
VARIABLES LIÉES AUX TERMES DE L'ÉCHANGE									
PPULP	-3,0942 (-3,82)	-3,1450 (-3,97)	-3,0570 (-4,52)	-3,0019 (-4,70)	-3,0439 (-4,72)	-3,0512 (-4,72)	-3,0883 (-4,79)	-3,0307 (-4,70)	-3,0032 (-4,65)
CONSTANTE	1,3243 (,92)	-,03449 (-,59)	-,4114 (-,79)	-,4558 (-,88)	-,2817 (-,55)	-,2703 (-,53)	-,2655 (-,52)	-,2617 (-,51)	-,2636 (-,52)
R^2	,97	,97	,97	,97	,97	,97	,97	,97	,97
SEE	,48	,48	,48	,48	,48	,48	,48	,48	,48
Q(27)	31,17	31,75	31,96	30,85	28,33	28,42	28,55	28,31	28,23

Tableau C-2

Taux de chômage naturel provinciaux, (excluant la variable SUB_A), 1963-1986

	T.-N.	Î.-P.-É.	N.-É.	N.-B.	Qué.	Ont.	Man.	Sask.	Alb.	C.-B.	Can.
1963	9,20	7,15	6,04	6,58	6,50	3,74	3,36	2,52	2,84	5,17	4,78
1964	8,97	7,09	6,29	6,53	6,17	3,94	3,18	2,46	2,90	4,98	4,73
1965	7,78	7,02	5,90	6,54	6,42	3,78	3,38	2,68	2,98	4,97	4,75
1966	8,49	6,97	5,69	6,52	6,13	3,89	3,55	2,62	3,05	5,54	4,77
1967	9,08	6,94	5,67	6,89	6,62	4,16	3,60	2,65	3,64	6,54	5,17
1968	7,83	7,00	5,61	6,33	6,58	4,14	4,18	2,71	4,13	6,35	5,15
1969	7,45	6,88	5,62	6,39	6,82	4,51	4,50	3,08	4,69	6,44	5,44
1970	8,53	6,90	6,14	6,05	6,97	4,69	5,21	3,29	5,20	7,76	5,79
1971	8,21	7,08	6,40	6,09	7,09	4,90	5,35	3,46	5,76	7,27	5,92
1972	9,94	8,65	7,03	8,50	7,01	4,88	5,17	4,33	5,80	7,30	6,03
1973	10,30	8,74	7,55	7,92	7,04	5,05	4,68	3,65	5,24	6,17	5,91
1974	14,17	8,95	8,14	9,24	7,58	5,10	4,08	2,59	3,68	7,04	6,10
1975	13,94	9,05	8,56	11,09	8,17	5,37	4,52	3,61	2,99	8,84	6,60
1976	14,73	9,42	8,74	11,06	8,71	5,68	5,15	3,83	4,27	8,96	7,03
1977	15,00	9,58	9,37	11,44	8,92	5,74	5,73	4,55	4,56	8,38	7,15
1978	13,74	9,14	9,24	10,20	8,69	5,60	5,17	4,09	4,11	7,38	6,78
1979	13,19	9,00	9,57	10,71	8,28	5,38	4,50	3,86	3,33	5,85	6,31
1980	13,43	9,43	9,36	11,29	8,77	5,26	4,84	3,80	3,21	5,64	6,37
1981	15,40	10,27	10,38	12,07	9,67	5,72	5,87	5,41	5,17	8,69	7,49
1982	15,73	11,39	11,69	13,47	10,49	6,64	7,13	6,43	7,06	11,46	8,71
1983	16,07	11,99	12,12	14,06	9,83	6,04	7,10	6,93	8,03	10,03	8,31
1984	17,86	12,11	12,21	14,14	9,80	6,16	6,73	7,09	7,67	11,08	8,46
1985	17,19	12,19	12,25	13,63	9,78	6,13	7,08	7,51	8,08	11,33	8,52
1986	15,98	11,33	11,41	12,51	8,54	5,62	6,37	6,63	7,41	10,49	7,70

Notes sur les variables et les données

$RLUR_i$	Taux de chômage provincial. Source : Base de données historiques du Conference Board du Canada (CBOC).
GAP	Différence entre le taux de chômage national et le taux de chômage naturel calculé dans Burns (1988). Sources : Burns (1988) et CBOC.
CUR	Taux d'utilisation de la capacité industrielle de la Banque du Canada.
$DGDPK_i$	Différence entre le PIB réel provincial et le PIB tendanciel, où la tendance est établie suivant la méthode de Prescott (1986). Source : CBOC.
$RLPG_i$	Indice de prix de l'énergie divisé par l'IPC provincial. Source : CBOC.
UNION	Proportion de la population active non agricole qui est syndiquée. Source : Répertoire des Organisations de travailleurs au Canada, Travail Canada.
S_ENG_i	Variable de dispersion de l'emploi, calculée à l'aide de la formule indiquée dans le texte où e_i = emploi dans les secteurs de la construction, de l'agriculture, des services commerciaux, de la fabrication, des services non commerciaux, des autres industries primaires et de l'administration publique. Source : CBOC.
$HYST_i$	Obtenue à partir de UNION et $RLUR_i$, comme nous l'avons expliqué dans le texte.
$RWAGE_i$	Rapport entre le salaire dans le secteur manufacturier d'une province et le salaire dans le secteur manufacturier de l'Ontario. Source : Statistique Canada.

$UIOPP_i$	Importance de l'assurance-chômage dans une province, exprimée par le montant des prestations d'A.-C. dans la province en pourcentage du montant total des prestations versées au pays multiplié par le rapport entre la durée de la période d'admissibilité à l'A.-C. à l'échelle nationale et la durée de la période de prestation multiplié par le rapport entre les montants payés en moyenne par semaine et les revenus gagnés en moyenne par semaine dans la province en question.
TAX_i	Impôt fédéral et provincial sur le revenu en pourcentage du PIB provincial. Source : CBOC.
SUB_i	Montant total des subventions de l'État aux entreprises divisé par le PIB provincial. Source : CBOC.
WMR_i	Salaire minimum dans une province divisé par le salaire industriel moyen dans la province en question. Sources : Travail Canada et Statistique Canada.
MONPOL	Croissance de M1 moins croissance de la production réelle moins l'inflation. Source : CBOC.
PFISH	Indice des prix du poisson et des produits du poisson divisé par l'IPC. Source : Statistique Canada.
PMILL	Indice des prix des produits forestiers transformés divisé par l'IPC. Source : Statistique Canada.
PPULP	Indice des prix des pâtes et papiers divisé par l'IPC. Source : Statistique Canada.
PMINE	Indice des prix des produits métalliques et des produits minéraux divisé par l'IPC. Source : Statistique Canada.

PGRAIN Indice des prix des céréales et des produits céréaliers divisé par l'IPC. Source : Statistique Canada.

Notes

1 Beach et Kaliski (1985) ont critiqué les études de Lilien et de Samson pour cette même raison.

2 Le modèle de Baily a été critiqué parce que l'énergie ne représente, dans la plupart des processus de production, qu'un faible pourcentage des coûts. Plusieurs chercheurs (notamment Hulton et coll., 1987) ont été incapables de trouver des preuves de la dépréciation des biens d'équipement prédite par le modèle de Baily. Dans une large mesure, la première question est éclaircie par Hamilton (1988); pour sa part, Struckmeyer (1987) signale que ceux qui considèrent l'énergie comme un substitut et non un complément du capital fondent leurs arguments sur les résultats de fonctions de production translog, une forme fonctionnelle qui se prête mieux à la description des possibilités de substitution *ex ante* qu'à celle de la complémentarité *ex post* envisagée par Baily.

3 Voir, entre autres, Burns (1988), Gisser et Goodwin (1986) et Louangi (1987).

4 Les prix relatifs de l'énergie peuvent expliquer jusqu'à 25 % de la variation des indices de dispersion de l'emploi.

5 La valeur de S_ENG*i* a été calculée en faisant une régression de l'indice de dispersion de l'emploi provincial $[\sum_{j=1}(ei_{jt}/Ei_t)(\Delta \ln ei_{jt} - \Delta \ln Ei_t)^2]^{1/2}$ par rapport à GAP, à RLPG*i* et à une tendance chronologique, à l'aide des moindres carrés généralisés, afin de tenir compte de la corrélation sériale du terme d'erreur (où ei désigne l'emploi dans le secteur j de la province i au temps t, où Ei est l'emploi total dans la province i au temps t et où la sommation s'étend aux j secteurs). S_ENG*i* équivaut à l'indice moins GAP et RLPG*i* multipliés par leurs coefficients estimés correspondants. La variable S_ENG*i* est donc orthogonale à la fois par rapport à GAP et à RLPG*i* et elle n'a pas le caractère endogène qui a donné lieu aux critiques adressées à Lilien et Samson par Abraham et Katz (1986) et Louangi (1986), entre autres.

6 Cette observation est le pendant du débat que l'on trouve dans les ouvrages sur le développement au sujet des distorsions

créatrices de chômage causées par les secteurs à salaires élevés dans les pays moins développés.

7 Voir Coe (1985), Bruno (1986), Coen et Hickman (1987, 1988), Grub, Jackman et Layard (1983), Layard et Nickell (1986), Malinvaud (1982), Montgomery et Shaw (1988) qui, parmi tant d'autres, ont étudié les effets des salaires réels élevés sur le chômage en Europe.

8 Bien que Blanchard et Summers (1986) traitent explicitement des syndicats, rien dans le modèle n'indique que des effets semblables ne peuvent se produire dans un contexte moins structuré où il n'y a pas de syndicat. Le taux de syndicalisation est donc une variable servant à évaluer dans quelle mesure les marchés du travail peuvent se caractériser en fonction du comportement de ceux qui ont un emploi et de ceux qui n'en ont pas. Il ne faut pas considérer qu'un coefficient significatif de la variable HYST*i* constitue une critique implicite des syndicats.

9 La variable HYST*i* sert seulement à vérifier la présence du symptômes d'hystérèse. Celle-ci est de nature foncièrement micro-économique, et la vérification de l'existence de ce phénomène et sa quantification doivent être faites au niveau micro-économique à l'aide de données provenant d'une enquête par panel.

10 TAX*i*_ ainsi que SUB*i*_, plus loin, sont deux variables dont les effets cycliques ont été éliminés. TAX*i* et SUB*i* ont été calculées u moyen d'une régression en fonction de GAP et d'une tendance chronologique, à l'aide des moindres carrés généralisés, pour tenir compte de la corrélation sérielle. Les variables TAX*i*_ et SUB*i*_ correspondent aux variables non corrigées moins le coefficient estimé de GAP multiplié par GAP.

11 Si les subventions sont inefficaces et constituent une ingérence abusive de l'État qui cause des distorsions, l'effet sur le chômage sera positif. Ainsi, le signe du coefficient peut représenter un moyen de vérifier l'efficacité des programmes de subventions gouvernementales.

12 Pleinement au sens où 95 % des effets d'une perturbation ont été absorbés par le système.

13 Dans l'étude du Conseil (1988) intitulée *Politiques d'adaptation dans le secteur manufacturier*, l'auteur affirme que l'adaptation s'opère beaucoup plus facilement dans les régions les plus industrialisées et les plus peuplées.

14 D'après une régression de l'écart du taux de chômage provincial par rapport à l'écart du taux de chômage national, après avoir tenu compte de la corrélation sérielle.

15 Ils sont stables au sens où les variations de la production dépendent non pas tant des fluctuations de la demande intérieure globale que du climat et de certains facteurs liés aux marchés mondiaux.

16 La commission royale qui a fait enquête sur l'emploi et le chômage à Terre-Neuve a décrit en ces termes certaines régions de la province.

17 Voir Raynauld (1988) pour une analyse de cette question.

18 Si la productivité avait été à l'origine de la hausse des salaires relatifs, la variable RWAGE n'aurait eu aucun effet sur le taux de chômage à Terre-Neuve. La signification statistique de cette variable et son signe positif confirment la thèse de l'effet d'entraînement régional des salaires.

19 La spécification du modèle influait sur la signification de la variable assurance-chômage. Avec des définitions légèrement modifiées, cette variable devenait significative pour Terre-Neuve, le Québec, l'Ontario et la Colombie-Britannique, ce qui nous porte à croire que le régime d'assurance-chômage a eu des retombées sur l'emploi dans des provinces autres que les trois mentionnées ici.

20 Calculs à l'aide de données sur le chômage à long terme tirées de la publication de Statistique Canada intitulée *La population active*.

21 Une réduction des salaires réels aurait le même effet sur les niveaux de chômage.

22 Quand les taux de chômage naturel sont de l'ordre de 14 %, le système actuel des avantages supplémentaires est particulièrement inefficace, offrant jusqu'à 32 semaines (ou 8 mois) de revenu aux travailleurs en chômage. Une source de revenu supplémentaire aussi importante, aussi sécurisante et de durée aussi longue, ne peut faire autrement que d'entraver l'adaptation des marchés.

Liste des graphiques et tableaux

Graphiques

1 Salaire dans le secteur manufacturier des provinces de l'Atlantique en pourcentage du salaire dans le secteur de l'Ontario, 1963-1986 18
2 Variation en pourcentage du taux de chômage naturel et de la part de l'emploi dans le secteur des biens, Canada, par province 1978-1979 à 1984-1985 26
3 Taux de chômage naturel et taux de chômage effectif, Terre-Neuve, 1963-1986 28
4 Taux de chômage naturel et taux de chômage effectif, Île-du-Prince-Édouard, 1963-1986 30
5 Taux de chômage naturel et taux de chômage effectif, Nouvelle-Écosse, 1963-1986 30
6 Taux de chômage naturel et taux de chômage effectif, Nouveau-Brunswick, 1963-1986 31
7 Taux de chômage naturel et taux de chômage effectif, Québec, 1963-1986 31
8 Taux de chômage naturel et taux de chômage effectif, Ontario, 1963-1986 32
9 Taux de chômage naturel et taux de chômage effectif, Manitoba, 1963-1986 32
10 Taux de chômage naturel et taux de chômage effectif, Saskatchewan, 1963-1986 33
11 Taux de chômage naturel et taux de chômage effectif, Alberta, 1963-1986 33
12 Taux de chômage naturel et taux de chômage effectif, Colombie-Britannique, 1963-1986 34
13 Taux de chômage naturel et taux de chômage effectif, Canada, 1963-1986 34
14 Taux de chômage naturel et taux de chômage effectif, Canada, 1963-1986 35
C-1 Taux provinciaux de chômage naturel et de chômage effectif, Alberta (SUB_A exclu *a priori*), 1963-1986 79

Tableaux

1 Estimations des équations de forme réduite du taux de chômage provincial 12
2 Persistance du chômage, par province 15
3 Sensibilité aux facteurs cycliques, selon la province 15

4	Effet sur le chômage des chocs enregistrés dans le secteur de l'énergie, par province, 1963-1885 et 1985-1986	16
5	Incidence sur le chômage de l'effet d'entraînement des salaires (depuis 1973)	18
6	Effet de la dispersion de l'emploi sur les variations du chômage	19
7	Effet de l'hystérèse sur les variations du chômage	20
8	Incidence de l'assurance-chômage sur le chômage, 1963-1973 et 1974-1986	20
9	Hausse du taux de chômage attribuable aux distorsions causées par l'impôt	21
10	Effet des subventions sur le chômage, certaines années, 1963-1986	21
11	Chômage attribuable au salaire minimum, certaines provinces	22
12	Effets des termes de l'échange sur le taux de chômage provincial	23
13	Changements dans la structure industrielle régionale et le taux de chômage naturel (TCN)	25
14	Variations des taux de chômage depuis 1963, selon la cause	27
15	Taux de chômage naturel provinciaux et moyenne nationale pondérée, 1963-1986	29
A-1	Test d'hypothèses emboîtées, Terre-Neuve, équations du taux de chômage	46
A-2	Test d'hypothèses emboîtées, Île-du-Prince-Édouard, équations du taux de chômage	48
A-3	Test d'hypothèses emboîtées, Nouvelle-Écosse, équations du taux de chômage	50
A-4	Test d'hypothèses emboîtées, Nouveau-Brunswick, équations du taux de chômage	52
A-5	Test d'hypothèses emboîtées, Québec, équations du taux de chômage	54
A-6	Test d'hypothèses emboîtées, Ontario, équations du taux de chômage	56
A-7	Test d'hypothèses emboîtées, Manitoba, équations du taux de chômage	58
A-8	Test d'hypothèses emboîtées, Saskatchewan, équations du taux de chômage	60
A-9	Test d'hypothèses emboîtées, Alberta, équations du taux de chômage	62

A-10 Test d'hypothèses emboîtées, Colombie-Britannique, équations du taux de chômage 64
B-1 Variation du taux de chômage attribuable à divers facteurs, Terre-Neuve, 1963-1986 69
B-2 Variation du taux de chômage attribuable à divers facteurs, Île-du-Prince-Édouard, 1963-1986 70
B-3 Variation du taux de chômage attribuable à divers facteurs, Nouvelle-Écosse, 1963-1986 71
B-4 Variation du taux de chômage attribuable à divers facteurs, Nouveau-Brunswick, 1963-1986 72
B-5 Variation du taux de chômage attribuable à divers facteurs, Québec, 1963-1986 73
B-6 Variation du taux de chômage attribuable à divers facteurs, Ontario, 1963-1986 74
B-7 Variation du taux de chômage attribuable à divers facteurs, Manitoba, 1963-1986 75
B-8 Variation du taux de chômage attribuable à divers facteurs, Saskatchewan, 1963-1986 76
B-9 Variation du taux de chômage attribuable à divers facteurs, Alberta, 1963-1986 77
B-10 Variation du taux de chômage attribuable à divers facteurs, Colombie-Britannique, 1963-1986 78
C-1 Résultats des tests de l'hypothèse emboîtée pour l'Alberta lorsque la variable SUB_A est exclue, équations des taux de chômage 82
C-2 Taux de chômage naturel provinciaux, (excluant la variable SUB_A), 1963-1986 84

Bibliographie

Abraham, Katherine G. et Lawrence F. Katz, « Cyclical Unemployment: Sectoral Shifts or Aggregate Disturbances », *Journal of Political Economy*, vol. 94, n° 3, 1986, p. 507-522.

Adams, Charles, Paul R. Fenton et Fleming Larson, « Potential Output in Major Industrial Countries », *Revue économique de l'OCDE*, août 1987, p. 1-38.

Akerlof, George A. et Janet L. Yellen, « Fairness and Unemployment », *American Economic Review*, AEA Papers and Proceedings, vol. 78, n° 2, 1988, p. 44-49.

Baily, Martin Neil, « Wage and Employment Under Uncertain Demand », *The Review of Economic Studies*, vol. 41, n° 1, 1974, p. 37-50.

———, « Productivity and the Services of Capital and Labour », *Brookings Papers on Economic Activity*, n° 1, 1981, p. 1-150.

Barro, Robert J., « Unanticipated Money Growth and Unemployment in the United States », *American Economic Review*, vol. 67, n° 2, mars 1977, p. 101-115.

———, « The Persistence of Unemployment », *American Economic Review*, vol. 78, n° 2, 1988, p. 32-37.

Beach, Charles M. et S. F. Kaliski, « The Impact Sectoral Shifts, Demographic Changes and Deficient Demand on Unemployment in Canada », *Queen's University Discussion Paper No. 624*, 1985.

——— et ———, « Structural Unemployment, Demographic Change or Industrial Structure », *Analyse de politiques*, vol. XII, n° 2, 1986, p. 356-367.

——— et ———, « The Distribution of Unemployment Spells: Canada, 1978-82 », *Industrial Relations Review*, vol. 40, n° 2, 1987, p. 254-267.

Bean, C. R., P.R.G. Layard et S. J. Nickell, « The Rise in Unemployment: A Multi Country Study », *Economica*, vol. 53, supplément, 1986, p. s1-s22.

Beckerman, Wilfred, « How the Battle Against Inflation was Really Won », *Lloyd's Bank Review*, n° 155, janvier 1985, p. 1-12.

——— et Tim Jenkinson, « How Rigid are Wages Anyway? », paru dans *Wage Rigidity, Employment and Economic Policy*, ouvrage publié sous la direction de W. Beckerman, Londres, Duckworth, 1986, p. 20-42.

——— et ———, « What Stopped the Inflation? Unemployment or Commodity Prices? », *Economic Journal*, vol. 96, 1986, p. 39-54.

Behman, Sara, « Interstate Unemployment Differentials in Wages and Unemployment », *Industrial Relations*, vol. 17, n° 2, 1978, p. 168-188.

Bismut, Claude, « Wage Rigidity and Unemployment in OECD Countries: Comment », *European Economic Review*, vol. 21, 1983, p. 41-44.

Blanchard, Olivier J. et Lawrence H. Summers, « Beyond the Natural Rate Hypothesis », *American Economic Review*, AEA Papers and Proceedings, vol. 78, n° 2, 1988, p. 182-187.

——— et ———, « Hysteresis and the European Unemployment Problem », *NBER Macroeconomics Annual*, vol. 1, 1986, p. 15-89.

Blau, David M. et Phillip K. Robbins, « Labour Supply Response to Welfare Programs: A Dynamic Analysis », *Journal of Labour Economics*, vol. 4, n° 1, 1986, p. 82-104.

Blinder, Alan S., « The Challenge of Unemployment », *American Economic Review*, AEA Papers and Proceedings, vol. 78, n° 2, 1988, p. 1-15.

Bluestone, Barry et Bennett Harrison, « *The Growth of Low-Wage Employment*: 1963-86 », American Economic Review, AEA Papers and Proceedings, vol. 78, n° 2, 1988, p. 124-128.

Brown, R. L., J. Durbin et J. M. Evans, « Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time », *Journal of Royal Statistics Society*, Série B, vol. 37, 1975, p. 149-192.

Bruno, Michael, « Aggregate Supply and Demand Factors in OECD Unemployment: An Update », *Economica*, n° 53, 1986, p. s35-s32.

Burbridge, John et Alan Harrison, « Testing for the Effects of Oil-Price Rises Using Vector Autoregressions », *International Economic Review*, vol. 25, n° 2, 1984, p. 459-484.

Burns, Andrew, *Unemployment in Canada: Frictional, Structural and Cyclical Aspects*, document de travail, Conseil économique du Canada, 1990.

Burtless, Gary, « Why is Insured Unemployment so Low? », *Brookings Papers on Economic Activity*, n° 1, 1983, p. 225-253.

Cherry, Robert, « What is so natural about the Natural Rate of Unemployment », *Journal of Economic Issues*, vol. XV, n° 3, septembre 1981, p. 729-743.

Clark, Kim B. et Lawrence H. Summers, « Labour Market Dynamics and Unemployment: A Reconsideration », *Brookings Papers on Economic Activity*, n° 1, 1979, p. 13-72.

——— et ———, « Unemployment Insurance and Labor Market Transitions », paru dans *Workers, Jobs and Inflation*, ouvrage publié sus la direction de Martin Neil Baily, Brookings Institution, Washington (D.C.), 1982, p. 279-323.

Coe, David T., « Salaires nominaux, taux de chômage non inflationniste et flexibilité des salaires », *Revue économique de l'OCDE*, n° 5, automne 1985, p. 88-127.

——— et Francesco Gagliardi, « Nominal Wage Determination in Ten OECD Economies », *OECD Economics and Statistics Department Working Papers*, n° 19, mars 1985.

Coen, Robert M. et Bert G. Hickman, « Keynesian and Classical Unemployment in Four Countries », *Brookings Papers on Economic Activity*, n° 1, 1987, p. 123-206.

——— et ———, « Is European Unemployment Classical or Keynesian », *American Economic Review*, AEA Papers and Proceedings, vol. 78, n° 2, 1988, p. 188-193.

Collyns, Charles, « Estimating the Natural Rate of Unemployment for the United States », *International Monetary Fund Departmental Memoranda*, DM/84/59, le 19 septembre 1984.

Cross, R. B., « Hysteresis and Instability in the Natural Rate of Unemployment », *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 89, n° 1, 1987, p. 71-89.

Darrat, Ali F., « The Monetarist versus the New Classical Economics and the Money Unemployment Linkage: Some European Evidence », *Quarterly Journal of Business and Economics*, vol. 24, n° 3, été 1985, p. 78-91.

———, « Unanticipated Inflation and Real Output: The Canadian Evidence », *Revue canadienne d'économique*, vol. XVIII, n° 1, 1985, p. 146-155.

Dickens, William T. et Kevin Lang, « The Reemergence of Segmented Labor Market Theory », *American Economic Review*, AEA Papers and Proceedings, vol. 78, n° 2, 1988, p. 129-134.

Drewes, Torben, « Regional Wage Spillover in Canada », *Review of Economics and Statistics*, vol. LXIX, n° 2, 1987, p. 224-231.

Dungan, D. Peter et Thomas A. Wilson, « Potential GNP: Performance and Prospects », Rapport N° 10, Institute for Policy Analysis, Université de Toronto, juin 1982.

Englander, A. Steven et Cornelis A. Los, « The Stability of the Phillips Curve and its Implications for the 1980s », *Federal Reserve Bank of New York Research Paper No. 8303*, janvier 1983(a).

——— et ———, « Recovery Without Accelerating Inflation », *Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review*, été 1983b, p. 19-28.

Fortin, Pierre, *L'engagement des provinces dans la régulation de la conjoncture : fondement, extension et modalités*, Document n° 214, Conseil économique du Canada, 1982.

———, « Unemployment in Canada: A Macroeconomic Disease in Need of a Macroeconomic Cure », Groupe de recherche en politique économique, Université Laval, Cahier 8419.

———, « Unemployment Insurance Meets the Classical Labour Supply Model », *Economics Letters*, No. 14, 1984, p. 275-281.

———, « Why has Inflation been so High and Persistent in Canada? », paru dans *Economic Adjustment and Public Policy in Canada*, ouvrage publié sous la direction de D. D. Purvis dans le cadre de la table ronde sur la politique économique en l'honneur de John Deutsch, Kingston (Ontario), 1984.

———, « How Natural is Canada's Unemployment Rate? », *European Economic Review*, à paraître.

——— et Daniel Prud'homme, « La courbe de Phillips canadienne contre vents et marées », Groupe de recherche en politique économique, Cahier 8410, juin 1984.

——— et Keith Newton, « Labour Market Tightness and Wage Inflation in Canada », paru dans *Workers, Jobs and Inflation*, ouvrage publié sous la direction de Martin N. Baily, Brookings Institution, Washington (D.C.), 1982, p. 243-278.

Freeman, Richard M., « Evaluating the European View that the United States has no Unemployment Problem », *American Economic Review*, AEA Papers and Proceedings, vol. 78, n° 2, 1988, p. 295-299.

Gisser, Micha et Thomas H. Goodwin, « Crude Oil and the Macroeconomy: Tests of Some Popular Notions », *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 18, n° 1, 1986, p. 95-103.

Glyn, Andrew et Bob Rowthorn, « West European Unemployment: Corporatism and Structural Change », *American Economic Review*, AEA Papers and Proceedings, vol. 78, n° 2, 1988, p. 194-199.

Gordon, David M., « The Un-Natural Rate of Unemployment: An Econometric Critique of the NAIRU Hypothesis », *American Economic Review*, AEA Papers and Proceedings, vol. 78, n° 2, 1988, p. 117-123.

Gordon, Robert J., « Recent Developments in the Theory of Inflation and Unemployment », *Journal of Monetary Economics*, vol. 2, n° 2, avril 1976, p. 185-220.

———, « Inflation, Flexible Exchange Rates and the Natural Rate of Unemployment », paru dans *Workers, Jobs and Inflation*, ouvrage publié sous la direction de Martin N. Baily, Brookings Institution, Washington (D.C.), 1982, p. 89-158.

———, « Understanding Inflation in the 1980s », *Brookings Papers on Economic Activity*, n° 1, 1985, p. 263-302.

——— et Georges De Menil, « Introduction », *European Economic Review*, n° 21, 1983, p. 1-9.

Granger, C. W. J. et Paul Newbold, *Forecasting Economic Time Series*, Academic Press, New York, 1977.

Green, Christopher et Jean-Michel Cousineau, *Chômage et programmes d'assurance-chômage*, Conseil économique du Canada, Ottawa, Approvisionnements et Services Canada, 1976.

Greenlaugh, Christine, « Participation and Hours of Work for Married Women in Great Britain », *Oxford Economic Papers*, vol. 32, n° 2, 1980.

Gregory, R. G. et R. C. Duncan, « High Teenage Unemployment: The Role of Atypical Labour Supply Behaviour », *The Economic Record*, vol. 56, n° 155, 1980, p. 316-330.

Grossman, Jean Baldwin, « The Impact of the Minimum Wage on other Wages », *The Journal of Human Resources*, vol. 18, n° 3, 1983, p. 359-378.

———, « Topics in the OECD Phillips Curve », *Economic Journal*, vol. 96, mars 1986, p. 55-79.

———, R. Jackman et R. Layard, « Causes of the Current Stagflation », *Review of Economic Studies*, vol. XLIX, 1982, p. 707-730.

———, ——— et ———, « Wage Rigidity and Unemployment in OECD Countries », *European Economic Review*, vol. 21, 1983, p. 11-39.

Hahn, F. H. et R. M. Solow, « Is Wage Flexibility a Good Thing? », paru dans *Wage Rigidity, Employment and Economic Policy*, ouvrage publié sous la direction de W. Beckerman, Londres, Duckworth, p. 1-19.

Hall, Robert E., « Fluctuations in Equilibrium Unemployment », *American Economic Review*, AEA Papers and Proceedings, vol. 78, n° 2, 1988, p. 269-275.

Ham, John C. et Samuel A. Rea Jr., « Unemployment Insurance and Male Unemployment Duration in Canada », *Journal of Labour Economics*, vol. 5, n° 3, 1988, p. 325-353.

Hamilton, James D., « Oil and the Macroeconomy since World War II », *Journal of Political Economy*, vol. 91, n° 2, 1983, p. 229-248.

———, « A Neoclassical Model of Unemployment and the Business Cycle », *Journal of Political Economy*, vol. 96, n° 3, 1988, p. 593-617.

Hargreaves Heap, S. P., « Choosing the Wrong 'Natural' Rate: Accelerating Inflation or Decelerating Employment and Growth », *The Economic Journal*, vol. 90, septembre 1980, p. 611-620.

Harvey, Pierre, « Plein-emploi national et plein-emploi régional au Canada depuis la guerre », *L'Actualité économique*, vol. 32, n° 1, 1956, p. 5-26.

———, « Conjonctures et structures : les perspectives spatiales du plein-emploi au Canada », *L'Actualité économique*, vol. 32, n° 3, 1957, p. 383-403.

Hasan, A. et P. de Broucker, « The Dynamics of Unemployment: A Transition Flow Analysis of the Canadian Labour Market »,

exposé présenté à la réunion de l'Association canadienne d'économique tenue du 24 au 27 mai 1981, Conseil économique du Canada, reprographie.

———, « Duration and Concentration of Unemployment », *Revue canadienne d'économique*, vol. 15, n° 4, 1982, p. 735-756.

Heywood, John S. et Michael D. Deich, « Do Unions Discourage Economic Activity », *Economics Letters*, vol. 25, n° 4, 1987, p. 373-377.

Hulten, Charles R., James W. Robertson et Frank C. Wykoff, « Energy, Obsolescence and the Productivity Slowdown », *NBER Working Paper Series No. 2404*, octobre 1987.

Howitt, Peter, « Transaction Costs in the Theory of Unemployment », *American Economic Review*, vol. 75, n° 1, mars 1985, p. 88-100.

Johnston, J., *Econometric Methods*, 3ième édition, McGraw-Hill, New York, 1984.

Johnston, Jack, « The Elusive Phillips Curve », *Journal of Macroeconomics*, vol. 2, n° 4, automne 1980, p. 265-286.

Jones, R. G., « Union Membership and Employment Dynamics », *Economics Letters*, vol. 25, 1987, p. 197-200(a).

———, « Screening Unemployment in a Dual Labor Market », *Economics Letters*, vol. 25, 1987, p. 191-195(b).

Jonson, P. D., R. Battellino et F. Campbell, « Unemployment: An Econometric Dissection », *Research Discussion Paper No. 7802*, Reserve Bank of Australia, 1978.

Jovanavic, Boyan, « Job Matching and the Theory of Turnover », *Journal of Political Economy*, vol. 87, n° 5, 1979, p. 972-990.

Junankar, P. N. et S. Price, « An Anatomy of Unemployment Flows in Great Britain », *Institute for Employment Research Discussion Paper No. 26*, Université de Warwick, Coventry (Royaume-Uni), 1984.

Kaliski, S. F., *La relation d'arbitrage entre l'inflation et le chômage - examen des tendances récentes au Canada*, Étude spéciale n° 22, Conseil économique du Canada, Ottawa, 1973.

———, « Why must Unemployment Remain so High? », *Analyses de politiques*, vol. X, n° 2, 1984, p. 127-141.

———, « Accounting for Unemployment... a Labour Market Perspective », *Revue canadienne d'économique*, vol. XX, n° 4, 1987, p. 665-693.

Kiefer, Nicholas et George R. Neuman, « An Empirical Job-Search Model, with a Test of the Constant Reservation-Wage Hypothesis », *Journal of Political Economy*, vol. 87, n° 1, 1979.

——— et ———, « Wages and the Structure of Unemployment Rates », paru dans *Workers, Jobs and Inflation*, ouvrage publié sous la direction de Martin Neil Baily, Brookings Institution, Washington (D.C.), 1982.

Kovacs, P. J. et L. W. Copithorne, *Aspects of the Newfoundland Labour Market*, Conseil économique du Canada, reprographie, septembre 1979.

Krashevski, Richard S., « What is so Natural about High Unemployment? », *American Economic Review*, AEA Papers and Proceedings, vol. 78, n° 2, 1988, p. 289-293.

Laidler, David et Michael Parkin, « Inflation: A Survey », *The Economic Journal*, vol. 85, décembre 1975, p. 741-809.

Lancaster, Tony, « Econometric Methods for the Duration of Unemployment in Canada », *Econometrica*, vol. 47, n° 4, 1979.

Landon, Stuart, « Unanticipated Policy Shocks, Regime Changes and Unemployment in Canada, 1967-83 », *Applied Economics*, vol. 19, 1987, p. 1065-1081.

Layard, Richard et Stephen Nickell, « Unemployment in Britain », *Economica*, vol. 53, supplément, 1986.

Lazar, Fred, « Regional Unemployment Rate Disparities in Canada: some possible explanations », *Revue canadienne d'économique*, vol. 10, n° 1, 1977, p. 112-129.

Lazear, Edward P., « Job Security and Unemployment », *Working Papers in Economics*, Hoover Institution, Stanford, E-87-47, 1987.

Lemaître, Georges, « Activité antérieure des chômeurs : entrants et rentrants », *La population active*, publication n° 71-001 au catalogue de Statistique Canada, juin 1985, p. 87-97.

Levi, Maurice D. et John H. Makin., « Inflation Uncertainty and the Phillips Curve: Some Empirical Evidence », *The American Economic Review*, vol. 70, n° 5, décembre 1980, p. 1022-1027.

Lilien, David M., « Sectoral Shifts and Cyclical Unemployment », *Journal of Political Economy*, vol. 90, n° 4, 1982, p. 777-793.

Lindbeck, Assar et Dennis J. Snower, « Efficiency Wages versus Insiders and Outsiders », *European Economic Review*, vol. 31, 1987, p. 407-416.

——— et ———, « Cooperation, Harassement, and Involuntary Unemployment: An Insider-Outsider Approach », *The American Economic Review*, vol. 78, n° 1, 1988, p. 167-188.

——— et ———, « Long Term Unemployment and Macroeconomic Policy », *American Economic Review*, AEA Papers and Proceedings, vol. 78, n° 2, 1988, p. 38-43.

Lippman, S. A. et J. J. McCall, « The Economics of Job Search: A Survey », *Economic Enquiry*, vol. 14, 1976, p. 155-189.

Louangi, Prakash, « Oil Price Shocks and the Dispersion Hypothesis », *Review of Economics and Statistics*, 1986.

Lucas, Robert E. Jr., « Econometric Testing of the Natural Rate Hypothesis », paru dans *The Econometrics of Price Determination*, ouvrage publié sous la direction de O. Eckstein, Conference Board of Governors of the Federal Reserve System, Washington (D.C.), 1972.

———, « Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs », *American Economic Review*, vol. 63, n° 3, 1973, p. 326-334.

MacGregor, Mary, « Stability and Consistency of NAIRU Estimates », reprographie, ministère des Finances, Division des études économiques et de l'analyse de politiques, Ottawa (Ontario), 1988.

Malinvaud, Edmond, « Wages and Unemployment », *Economic Journal*, vol. 92, mars 1982, p. 1-12.

Marston, Stephen, « Two Views of the Geographic Distribution of Unemployment », *The Quarterly Journal of Economics*, février 1985, p. 57-79.

McCallum, B. T., « Rational Expectations and the Natural Rate Hypothesis: Some Consistent Estimates », *Econometrica*, vol. 44, janvier 1976, p. 43-52.

McCallum, John, « Unemployment in the United States and Canada: the Roles of Macroeconomic Policy, Sectoral Shifts and Investment Shocks », Université du Québec à Montréal, Cahier 8602D, janvier 1986.

———, « Unemployment in Canada and the United States », *Revue canadienne d'économique*, vol. XX, n° 4, 1987, p. 802-822.

McGee, Robert T., « State Unemployment Rates: What Explains the Differences », *Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review*, printemps 1985, p. 28-35.

Melvin, J. R., « Regional Inequalities in Canada: Underlying Causes and Policy Implications », *Analyse de politiques*, vol. 13, n° 3, 1987, p. 304-317.

Miller, F. C., « The Unemployment Effects of Regionally Discriminating Fiscal Policies », Université de Guelph, Département d'économie, Discusion Paper 85-7, 1985.

———, « The Natural Rate of Unemployment: Regional Estimates and Policy Implications », Revue canadienne des sciences régionales, vol. 10. n° 1, 1987, p. 63-76.

——— et D. J. Wallace, « The Feasibility of Regionally Differentiated Fiscal Policies: Some Further Results », *Revue canadienne des sciences régionales*, vol. 6, n° 2, 1983, p. 259-279.

Mishkin, Frederic S., « Does Anticipated Aggregate Demand Policy Matter? Further Econometric Results », *American Economic Review*, vol. 72, n° 4, septembre 1982, p. 788-802.

———, « Does Anticipated Monetary Policy Matter? An Econometric Investigation », *Journal of Political Economy*, vol. 90, n° 1, 1982, p. 22-51.

Montgomery, Edward et Kathryn Shaw, « The Real Wage-Employment Relationship », *Economics Letters*, vol. 26, 1988, p. 241-246.

Murphy, Kevin M. et Robert H. Topel, « The Evolution of Unemployment in the United States: 1968-1985 », *NBER Macroeconomics Annual 1987*, MIT Press, Cambridge (Mass.), 1987, p. 11-68.

Neelin, Janet, « Sectoral Shifts and Canadian Unemployment », *Review of Economics and Statistics*, 1986, p. 718-723.

Pagan, Adrian, « Econometric Issues in the Analysis of Regressions with Generated Regressors », *International Economic Review*, vol. 25, n° 1, 1984.

Perry, George L., « Inflation in Theory and Practice », *Brookings Papers on Economic Activity*, n° 1, 1980, p. 207-260.

Phaneuf, Louis, « Offre globale en économie ouverte, courbe de Phillips et détermination du taux de chômage naturel : une reformulation théorique », *L'Actualité économique*, n° 3, 1979, p. 375-396.

Pinfield, L. T., R. Kunin et O. A. Joachim, « The 1980s Recession in British Columbia: Business Level Responses and Labour Market Effects », reprographie, ministère de l'Emploi et de l'Immigration du Canada (région de la C.-B. et du Yukon), 1987.

Prescott, Edward C., « Theory Ahead of Business Cycle », *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, automne 1986, p. 9-22.

Rabeau, Yves, « Le statu quo est-il préférable à la régionalisation de la politique de stabilisation ? », *Analyse de politiques*, vol. XII, n° 2, 1986, p. 329-340.

Rao, P. S. et R. S. Preston, « Inter-factor substitution, Economies of Scale and Technical Change: Evidence from Canadian Industries », *Empirical Economics*, vol. 9, 1984, p. 87-111.

Ratti, Robert A., « Sectoral Employment Variability and Unexpected Inflation », *Review of Economics and Statistics*, vol. 67, n° 2, mai 1985, p. 278-283.

Raynauld, Jacques, « Canadian Regional Cycles: The Québec-Ontario Case Revisited », *Revue canadienne d'économique*, vol. 21, n° 1, 1988, p. 115-128.

Rea, John D., « The Explanatory Power of Alternative Theories of Inflation and Unemployment, 1895-1979 », *Review of Economics and Statistics*, vol. LXV, n° 2, mai 1983, p. 183-195.

Rebitzer, James B., « Unemployment, Labor Relations and Unit Labor Costs », *AEA Papers and Proceedings*, mai 1988, p. 389-394.

Reid, Frank et Douglas A. Smith, « The Impact of Demographic Changes on Unemployment », *Analyse de politiques*, vol. VII, n° 2, 1981, p. 348-351.

Ridell, W. Craig, « Estimates of the Natural Unemployment Rate for Canada, Ontario and Newfoundland », reprographie, Conseil économique du Canada, 1979.

Samson, Lucie, « A Study of the Impact of Sectoral Shifts on Aggregate Unemployment in Canada », *Revue canadienne d'économique*, vol. XVIII, n° 3, août 1985, p. 518-530.

———, *A Study of the Impact of Sectoral Shifts on Aggregate Unemployment in Canada and the United States*, Cahier 8616,

Université du Québec à Montréal, Département des sciences économiques, 1986.

———, *Sectoral Shifts and Aggregate Unemployment: Additional Empirical Evidence*, Université du Québec à Montréal, Cahier 8719, Département des sciences économiques, sans date.

Santomero, Anthony M. et John Seater, « The Inflation-Unemployment Trade-off: A Critique of the Literature », *Journal of Economic Literature*, vol. XVII, juin 1978, p. 499-544.

Sargent, Thomas, « Rational Expectations, the Real Rate of Interest and the Natural Rate of Unemployment », *Brookings Papers on Economic Activity*, n° 2, 1973, p. 429-472.

———, « The Observational Equivalence of Natural and Unnatural Rate Theories of Macroeconomics », *Journal of Political Economy*, vol. 84, n° 3, 1976, p. 631-640.

——— et Neil Wallace, « Rational Expectations and the Theory of Economic Policy », *Journal of Monetary Economics*, n° 2, 1976, p. 169-183.

Shank, Susan Elizabeth, « Changes in Regional Unemployment over the Last Decade », *Monthly Labor Review*, mars 1985, p. 17-23.

Solow, R. M., « Unemployment: Getting the Questions Right », *Economica*, vol. 53, supplément, 1986, n° 210S, p. s23-s34.

Struckmeyer, Charles S., « The Putty-Clay Perspective on the Capital-Energy Complementarity Debate », *Review of Economics and Statistics*, vol. 69, n° 2, 1987, p. 320-326.

Summers, Lawrence H., « Why is the Unemployment Rate so Very High Near Full Employment? », *Brookings Papers on Economic Activity*, n° 2, 1986, p. 339-396.

———, « Relative Wages, Efficiency Wages and Keynesian Unemployment », *American Economic Review*, AEA Papers and Proceedings, 1988, p. 383-388.

Sumner, M. T. et R. Ward, « The Reappearing Phillips Curve », *Oxford Economic Papers*, supplément spécial, novembre 1983, p. 306-320.

Swan, N. M., « Differences in the Response of the Demand for Labour to Variations in Output among Canadian Regions », *Revue canadienne d'économique*, vol. V, n° 3, 1972, p. 373-385.

Swidinsky, Robert, « Minimum Wages and Teenage Unemployment », *Revue canadienne d'économique*, vol. XIII, n° 1, février 1980, p. 158-171.

Taylor, Jim et Stuart McKendrick, « How Should We Measure the Pressure of Demand? », *Lloyds Bank Review*, janvier 1975, p. 13-24.

Thirwall, A. P., « What Are Estimates of the Natural Rate of Unemployment Measuring? », *Oxford Bulletin*, 1983, p. 173-179.

Travail Canada, « Minimum Wage Rates in Canada - Rapid Reference Charts », 1987.

Trivedi, P. K. et G. M. Baker, « Unemployment in Australia: Duration and Recurrent Spells », *The Economic Record*, vol. 59, n° 165, 1983, p. 132-147.

——— et ———, « Equilibrium Unemployment in Australia: Concepts and Measurements », *The Economic Record*, vol. 61, n° 174, septembre 1985, p. 629-643.

Wachter, Michael L., « The Changing Cyclical Responsiveness of Wage Inflation », *Brookings Papers on Economic Activity*, n° 1, 1976, p. 115-159.

Waverman, L., « The impact of $15 (US) Oil: Good News and/or Bad News? », *Analyse de politiques*, vol. XIII, n° 1, 1987, p. 1-9.

Wilson, Thomas, A., « Presidential Address: Lessons of the Recession », *Revue canadienne d'économique*, vol. XVII, n° 4, 1985, p. 693-722.

Wilton, David A., « An Evaluation of Wage and Price Controls in Canada », *Analyse de politiques*, vol. X, n° 2, 1984, p. 167-176.

Wood, Adrian, « How Much Unemployment is Structural? », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 50, n° 1, 1987, p. 71-87.

Wunnava, Phaninda V. et John R. Henley, « Pooled Cross Section Time Series Examination of the Effects of Unemployment Insurance Compensation on the Unemployment Rate and Unemployment Duration, Evidence from State Data », *Economics Letters*, vol. 25, n° 4, 1987, p. 367-371.